Experimentelle Untersuchungen zur Messung der Leistungsdominanz der oberen Extremitäten

Inaugural - Dissertation
zur
Erlangung des Doktorgrades
der
Mathematisch - Naturwissenschaftlichen
Fakultät der Universität Düsseldorf

vorgelegt von
Klaus Rüssmann
aus Altenhundem

Düsseldorf
1977

1978

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41544323_0020

Experimentelle Untersuchungen zur Messung der Leistungsdominanz der oberen Extremitäten

Inaugural - Dissertation
zur
Erlangung des Doktorgrades
der
Mathematisch - Naturwissenschaftlichen
Fakultät der Universität Düsseldorf

vorgelegt von

Klaus Rüssmann

aus Altenhundem

Düsseldorf
1977

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

1. Berichterstatter: Prof. Dr. Lüer

2. Berichterstatter: Prof. Dr. Janke

Mündliche Prüfungen:

2.2.1978 (Statistik: Prof. Dr. Klinger)

13.2.1978 (Psychologie: Prof. Dr. Lüer)

15.2.1978 (Physiologie: Prof. Dr. Lochner)

Die Druckgenehmigung wurde am 21.2.1978 durch das Dekanat der Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Fakultät der Universität Düsseldorf (Dekan: Prof. Dr. Döring) erteilt.

Druck und Einband: Rudolf Stehle GmbH & Co KG - Düsseldorf

INHALTSVERZEICHNIS

1.	Einleitung	1
1.1.	Zur operationalen Bestimmung der Händigkeit	2
1.2.	Zur Methodik der Dominanzbestimmung aus den Rechts- und Linksleistungsmessungen	7
1.3.	Zur Erfassung der Händigkeit	11
1.4.	Zum Zusammenhang zwischen Hand- und Augendominanz	16
1.5.	Zielsetzung der Arbeit und allgemeine Übersicht zum Untersuchungsplan	20
2.	Die Entwicklung eines Testverfahrens zur Messung primär motorischer Leistungsdominanz	22
2.1.	Beschreibung des methodischen Vorgehens	22
2.1.1.	Gesichtspunkte für die Auswahl der Händigkeitstests	22
2.1.2.	Beschreibung der Händigkeitstests	24
2.1.3.	Gesichtspunkte für die Auswahl der Untersuchungsgruppe	26
2.1.4.	Beschreibung des Untersuchungsablaufs	26
2.1.5.	Darstellung der Methode der Dominanzbestimmung	28
2.2.	Darstellung der Ergebnisse der Testanalysen	28
2.2.1.	Verteilungsanalysen der Leistungswerte	28
2.2.2.	Faktorenanalysen der Interkorrelationen der Leistungswerte	30
2.2.3.	Reliabilitätsanalysen der Leistungswerte	31
2.2.4.	Verteilungsanalysen der Dominanzwerte	34
2.2.5.	Faktorenanalyse der Interkorrelationen der Dominanzwerte	35

2.2.6. Reliabilitätsanalysen der Dominanzmessungen 36

2.2.7. Testselektion 39

3. Validitätsuntersuchungen eines Testverfahrens zur Messung primär motorischer Leistungsdominanz 41

3.1. Beschreibung des methodischen Vorgehens 41

3.1.1. Gesichtspunkte für die Auswahl des Validierungskriteriums 41

3.1.2. Beschreibung der Untersuchungsstichprobe 43

3.2. Ergebnisdarstellung der Analysen des selegierten Händigkeitskriteriums 44

3.2.1. Verteilungsanalysen und Verteilungsvergleiche: Überprüfung von Transfereffekten in Abhängigkeit vom Testbeginn 44

3.2.2. Verteilungsanalysen und Verteilungsvergleiche: Absicherung von Verteilungsbefunden 46

3.2.3. Kontrolle der Kriterienvalidität 49

4. Diskussion der Untersuchungsergebnisse 51

5. Zusammenfassung 60

Literaturverzeichnis 63

Anhang

1. EINLEITUNG

Die im Zusammenhang mit der Händigkeitsforschung immer wieder gestellte Frage nach der pädagogischen Führung linkshändiger Kinder (soll beispielsweise ein Lehrer linkshändige Kinder zum rechtshändigen Schreiben anhalten?) kann bisher nicht klar beantwortet werden. In gleicher Weise stellt sich die Situation für die klinische Psychologie dar, wenn nach dem Stellenwert gefragt wird, den die Händigkeitsmessung bei der Diagnostik verschiedener Krankheitsbilder einzunehmen hat (bei motorischen Störungen wie Stottern und Schielen, bei Intelligenzdefekten u. a. m.).

Voraussetzung zur Überwindung der in der Praxis herrschenden Unsicherheit wäre die klare Beantwortung der Frage, ob bestimmte Händigkeitsausprägungen eindeutigerweise mit bestimmten Leistungs- und Persönlichkeitsauffälligkeiten korreliert sind. Die Arbeiten, die zur klinischen, pädagogischen oder arbeitspsychologischen Bedeutung der Händigkeit vorliegen, sind zahlreich (Literaturübersicht u. a. bei KRAMER 1961; ULLMANN 1974); doch die empirischen Befunde zur Leistungsfähigkeit und klinischen Auffälligkeit, die vor allem im Zusammenhang mit der Linkshändigkeit referiert werden, widersprechen sich.

Die Konfusion auf dem Gebiet der Händigkeitsforschung dürfte zu einem erheblichen Teil darin begründet sein, daß die verwendeten Verfahren zur Messung der Händigkeit in ihrer Mehrzahl weder ausreichend theoretisch begründet noch in zufriedenstellender Weise empirisch abgesichert sind. Systematische Untersuchungen zur Dimensionalität, Reliabilität und Validität der jeweils verwendeten Verfahren fehlen weitgehend (z. B. NUTZHORN 1953; HARRIS 1958; CERNACEK 1964). Ohne solche

psychometrischen Daten sind jedoch Untersuchungen mit ernstzunehmender Aussagekraft beispielsweise über die klinische Relevanz der Händigkeit nicht möglich.

Im folgenden soll die Händigkeitsforschung hauptsächlich unter dem Gesichtspunkt methodischer Anforderungen der Testkonstruktion (vgl. u. a. LIENERT 1967) einer kritischen Betrachtung unterzogen werden. Dadurch soll versucht werden, eine Bewertung und Integration widersprechender Ergebnisse zu erreichen.

Zunächst besteht jedoch die Notwendigkeit, einen kurzen Überblick über die Möglichkeiten der operationalen Bestimmung der Händigkeit zu geben.

1.1. Zur operationalen Bestimmung der Händigkeit

Klinische Befunde (z. B. Hemiplegien bei kontralateraler Hirnschädigung) geben Grund zu der Annahme, daß die beiden Hirnhemisphären nicht gleichwertig an der Steuerung peripherer Funktionsabläufe beteiligt sind. Demnach müßte es möglich sein, die einseitige Funktionsüberlegenheit eines peripheren Organpaares an der Steuerzentrale selbst (dem Gehirn) zu registrieren. Untersuchungen zur Beziehung zwischen cerebraler und peripherer Dominanz haben bisher jedoch zu keinen schlüssigen Ergebnissen geführt. Aufgrund seiner Literaturübersicht über Befunde der makroskopischen Hirnanatomie zur Bestimmung der Dominanz einer Hemisphäre folgert beispielsweise BONIN (1962, S. 6): "But all these differences are, after all, quite small. How to correlate these with the astonishing differences in function, such as the speech function of the left side, is an entirely different question, and one I am unable

to answer." In ähnlicher Weise kommen HECAEN & AJURIAGUERRA (1964, S. 69) aufgrund ihrer Literaturzusammenstellung zu dem Schluß: "If our review of anatomo-clinical data has allowed us to conclude that there is a real cerebral dominance or at least a functional organization which is different in the two hemispheres, the anatomical and electrophysiological data in the literature appear much more uncertain and often contradictory."

ULLMANN (1974) vermutet, daß die mangelnde Schlüssigkeit der Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen cerebraler und peripherer Dominanz zu einem erheblichen Teil auf meßmethodischem Gebiet zu suchen ist. Es ist zu erwarten, daß eine Verfeinerung und Verbesserung der Methoden zur Bestimmung anatomischer und elektrophysiologischer Asymmetrien der beiden Hirnhemisphären einerseits und eine empirisch-statistische Absicherung der Erfassung peripherer Dominanz viele Widersprüchlichkeiten innerhalb der Lateralitätsforschung aufhebt.

Weiterhin besteht für die Lateralitätsforschung in ihrem Bestreben, zu einer fundierten Dominanzdiagnostik zu kommen, die Notwendigkeit, von differentiellen Dominanzkonzepten auszugehen. D i e cerebrale oder d i e periphere Dominanz gibt es zumindest im Bereich der Augen- und Ohrenlateralität nicht. STEINGRÜBER (1972) kommt aufgrund seiner Literaturübersicht von Befunden zur auditiven und visuellen Wahrnehmungsdominanz zu dem Schluß, daß mit einer generellen Dominanz einer Hemisphäre im allgemeinen nicht gerechnet werden kann: "Die Dominanz einer Hemisphäre ist eine jeweils differentiell zu bestimmende Größe, die sowohl quantitativ (d. h. im Hinblick auf ihren Ausprägungsgrad) als auch qualitativ (im Hinblick auf

verschiedene Funktionen) variiert" (S. 14). Aufgrund des experimentellen Nachweises differentieller Funktionsstrukturen sowohl der Ohren- als auch der Augendominanz erscheint es dringend notwendig, systematische Analysen zur Aufklärung differentieller Aspekte auch im Bereich der Handdominanz durchzuführen.

Gerade auf dem Gebiet der Händigkeitsmessung macht es die Vielzahl der möglichen und verwendeten Prüfverfahren auf den ersten Blick unwahrscheinlich, daß sich Handdominanz auf allen Gebieten in gleicher Weise zeigen kann. Faktorenanalytische Untersuchungen zu diesem Punkt liegen vereinzelt vor (u. a. PALMER 1974; s. auch 1.3.). Ihre Ergebnisse zeigen, daß mehrere unabhängige Dimensionen der Handdominanz existieren. Es ist folglich nicht statthaft, Händigkeit als eindimensional bipolares (Rechts-Links) Merkmal aufzufassen.

Die vielfältigen Kriterien zur Bestimmung peripherer Handdominanz lassen sich einem Vorschlag STEINGRÜBERs (1971) zufolge einteilen in Verfahren, die morphologische Differenzen erfassen und in solche, die funktionelle Differenzen zwischen den Händen messen.

Die Beurteilung der Handdominanz mittels der seltener beschriebenen morphologischen Kriterien (z. B. Umfangs- und Längendifferenzen von Muskeln) stellt eine weniger geeignete Methode dar, da eine genetische Verankerung morphologisch sichtbarer Differenzen den Befunden von WATSON (zit. nach PEIPER 1956) zufolge als unwahrscheinlich angesehen werden muß. WATSON konnte bei anatomischen Messungen der oberen Extremitäten am Neugeborenen keine Unterschiede zwischen den beiden Seiten feststellen. Später beobachtbare morphologische Differenzen müssen demgemäß als Folge des häufigeren Gebrauchs bzw. als indirekte Maße für die funktionelle Überlegenheit

einer Seite aufgefaßt werden. Es ist demnach zu vermuten, daß es durch den häufigeren Gebrauch einer Seite zu morphologisch meßbaren Seitendifferenzen kommt.

In diesem Sinne können auch die Befunde von GÜNZEL (zit. nach ULLMANN 1974) verstanden werden, der herausfand, daß morphologische Differenzen von Volumen-, Längen- und Umfangsmessungen der Hände bei Männern signifikant größer ausfallen als bei Frauen. Die Erklärung solcher Geschlechtsunterschiede dürfte in geschlechtsspezifischen Tätigkeiten zu suchen sein: "Auch heute noch herrschen bei den weiblichen Probanden beidhändige Verrichtungen (Haushalt, Kinderpflege, Schreibmaschinenschreiben, einfache Fabrikarbeit), bei den männlichen einhändige (handwerkliche Arbeiten) vor." (SUCHENWIRTH 1972, S. 159).

Den morphologischen stehen nun diejenigen Händigkeitskriterien gegenüber, die die funktionelle Überlegenheit einer Seite erfassen. Diese Kriterien, die in der Händigkeitsforschung üblicherweise zur Dominanzbestimmung verwendet werden, lassen sich unterteilen in Präferenzaufgaben und Leistungsdominanzverfahren:

Präferenzdominanz kennzeichnet die Bevorzugung oder Führung einer Hand bei bestimmten Aufgaben (z. B. Ballwerfen, Luftpumpen). Häufig werden Präferenzen durch Befragung festgestellt ("Mit welcher Hand putzt Du Dir die Zähne?").

Die Erfassung der Leistungsdominanz geht von der Messung der Leistungsfähigkeit beider Hände bei bestimmten Aufgaben aus (z. B. Zeitaufwand für jede Hand beim Durchfahren eines Labyrinths).

Im Gegensatz zu den morphologischen Asymmetrien ist eine genetische Verankerung funktioneller Handdominanz in der Literatur fast durchgehend nachgewiesen worden (u. a. GIESECKE 1936; BAKAN, DIBB & REED 1973; HICKS & KINSBOURNE 1976[1]; CAPLAN & KINSBOURNE 1976). Ein adäquates Modell der genetischen Entstehungsmodalitäten lateraler Dominanz steht jedoch bisher noch aus (HICKS & KINSBOURNE 1976[2]).

Der funktionelle Aspekt der Handdominanz dürfte stark von zivilisatorischen Faktoren überlagert sein. Der aufgezwungene Gebrauch der rechten Hand durch Werkzeuggestaltung, schulische Anweisungen und Erwartungen (beispielsweise sind die allermeisten zivilisatorischen Einrichtungen wie Werkzeuge, Apparate und Maschinen für Rechtshänder konstruiert) wird eine Verschiebung der Dominanzausprägung auf die rechte Seite der Händigkeitsverteilung zur Folge haben. Der Grad der Verschiebung dürfte dabei auch von der Art des Arbeitsplatzes der untersuchten Personen abhängen.

In diesem Zusammenhang stellt sich die immer wieder diskutierte Frage, ob ein bestimmtes Händigkeitskriterium primär ererbte oder primär trainierte (durch gleichsinniges Training verfestigte oder durch gegenläufiges Training verschobene) Händigkeit prüft (z. B. WEGENER 1952; SUCHENWIRTH 1969). Vergleichende experimentelle Untersuchungen, die eine Beurteilung erlauben würden, zu welchen Teilen ein Verfahren genuine oder umerzogene Händigkeit mißt, liegen nicht vor. Händigkeitsmessung bedeutet folglich Operationalisierung einer aktuellen Rechts/Links-Dominanz im Sinne einer Querschnittsuntersuchung.

Unsere bisherigen Überlegungen haben ergeben, daß es nicht möglich ist, sich für eine Bevorzugung der

Präferenzdominanz- oder Leistungsdominanzkriterien zu entscheiden. Beide stellen Möglichkeiten dar, die funktionelle Seitendominanz zu messen. Wenn wir uns in dieser Arbeit für die Erfassung der Leistungsdominanz entscheiden, so führen wir dafür folgende Argumente an:

1. Leistungsdominanzaufgaben sind im Gegensatz zu den Präferenzaufgaben weniger durch Bewertungen oder Erwartungen beeinflußt. So könnte z. B. bei der Erfassung der Präferenzdominanz mittels Präferenzfragebögen die negative Bewertung der Linkshändigkeit (z. B. STIER 1911; FLIESS zit. nach FRITSCH 1964) Reaktionstendenzen im Sinne sozialer Erwünschtheit (also zur Bevorzugung der rechten Hand) bewirken.

2. Die meisten Präferenzaufgaben differenzieren in den Extrembereichen in ungenügender Weise. Es kommt zu Kumulationen der Meßwerte an den Verteilungsenden; die Frequenzen im mittleren Bereich der Händigkeitsskala fallen verschwindend gering aus (vgl. u. a. SCHILLING 1973). Diese Verteilungsirregularität beeinträchtigt zwar nicht die Klassifizierung in Links- und Rechtshänder, verhindert jedoch eine Differenzierung verschiedener Händigkeitsgrade, wie sie bei der Händigkeitsmessung mit Leistungsdominanzverfahren erreicht werden kann (z. B. DUROST 1934; RÜSSMANN 1971; SCHILLING 1973; ALBRECHT 1975).

1.2. Zur Methodik der Dominanzbestimmung aus den Rechts- und Linksleistungsmessungen

Die Bestimmung der Seitendominanz aus den Rechts- und Linksmeßwerten erfolgt üblicherweise nach einer Methode,

bei der die Differenz der Meßwerte (Meßwert der rechten Hand R minus Meßwert der linken Hand L) auf den Gesamtmeßwert beider Hände (Meßwert der rechten Hand R plus Meßwert der linken Hand L) bezogen wird (u. a. KOCH 1933; BUXTON 1937; HILDRETH 1945; STEINGRÜBER 1975). Die Quotienten $\frac{R - L}{R + L}$, die im folgenden als Dominanzwerte bezeichnet werden, können theoretisch von -1 (extreme Linkshändigkeit) bis +1 (extreme Rechtshändigkeit) variieren. Der Skalenwert 0 kennzeichnet Beidhändigkeit (Funktionsgleichheit der beiden Hände).

Das verwendete Händigkeitsmaß kann (mit 100 multipliziert) als Prozentdifferenz verstanden werden: prozentualer Anteil der rechten Hand am Gesamtmeßwert minus prozentualer Anteil der linken Hand am Gesamtmeßwert:
$\frac{100\ R}{R + L} - \frac{100\ L}{R + L} = \frac{R - L}{R + L} \cdot 100.$

Der Ableitung einer vereinfachten Methode $\frac{R}{R + L}$ (SCHILLING 1972) liegt offensichtlich die Intention zugrunde, einen rechnerischen Vorteil (durch Fortfallen der Differenzbildung) zu erzielen, wenn die Quotienten $\frac{R - L}{R + L}$ halbiert werden: $\frac{R - L}{R + L} \cdot 0{,}5$ und durch Hinzufügen einer additiven Konstanten von 0,5 nur noch im positiven Bereich variieren können: $0{,}5 + 0{,}5 \cdot \frac{R - L}{R + L} = \frac{R}{R + L}$. Ob diese Händigkeitsskalierung tatsächlich mit weniger Arbeitsaufwand verbunden ist, muß jedoch angezweifelt werden. Eine Dominanzskala, die von 0 (extreme Linkshändigkeit) über 0,5 (Beidhändigkeitspunkt) bis +1 (extreme Rechtshändigkeit) variiert, weist für Rechts- und Linkshänder größenmäßig unterschiedliche Bereiche auf. Die Dominanzverhältnisse im Linkshändigkeitsbereich sind durch numerisch absolut kleinere Werte gekennzeichnet. Demnach müssen sie, wie folgendes Beispiel zeigt, zu 1 ergänzt werden, um sie mit Dominanzausprägungen aus dem Rechtshändigkeitsbereich vergleichen zu können:

Pb 1 (rechtsdominant) mit den Meßwerten
rechte Hand: 40
linke Hand : 10 erhält einen Dominanzwert von
$\frac{40}{40 + 10} = 0,80.$
Pb 2 (linksdominant) mit äquivalenten Meßwerten
rechte Hand: 10
linke Hand : 40 erhält einen Dominanzwert von
$\frac{10}{10 + 40} = 0,20$, obwohl der Grad seiner Dominanzausprägung dem des Pb 1 entspricht.

Kritische Betrachtungen zur Methodik der Dominanzbestimmung (u.a. SCHILLING 1972) beschränken sich nun darauf, die Vorteile der Quotientenmethode gegenüber anderen möglichen Verrechnungsmodi (v.a. gegenüber der Methode, bei der das Überwiegen einer Seite durch die einfache Differenz R - L ermittelt wird) herauszustellen. Eine wesentliche Problematik, die die Quotientenmethode in sich birgt, ist bisher jedoch nicht beachtet worden. Sie beruht darauf, daß die Bestimmung von Meßfehler- oder Konfidenzintervallen, wie sie üblicherweise für die Händigkeitsskala vorgenommen wird, nicht ohne weiteres gerechtfertigt ist. Das übliche Vorgehen, einen Reliabilitätskoeffizienten für die Dominanzmeßwerte zu bestimmen und mit dessen Hilfe ein Konfidenzintervall für die gesamte Dominanzskala zu definieren, berücksichtigt nicht, daß der Standardmeßfehler möglicherweise keine invariante Größe darstellt. Es besteht, wie im Folgenden erläutert wird, Grund zu der Annahme, daß das Meßfehlerintervall der Dominanzquotienten in Abhängigkeit vom jeweiligen Betrag der beiden ins Verhältnis gesetzten Größen (R - L) und (R + L) variiert.

Wenn die Meßfehler der Rechts- und Linksleistungsmessungen unabhängig von der Leistungshöhe und unabhängig voneinander variieren, zwischen den Variablen (R -L) und (R + L) also ebenfalls eine unabhängige Meßfehlervariation besteht, so ist zu vermuten, daß eine Fehlerabweichung innnerhalb des für die Differenzen (R - L) zu definierenden Vertrauensintervalls für Quotienten $\frac{R - L}{R + L}$ im oberen Gesamtleistungsbereich (R + L) eine geringere Meßfehlervariation zur Folge hat als für Quotienten im unteren Gesamtleistungsbereich, wo die innerhalb des Meßfehlerbereichs möglichen Differenzwerte auf kleinere Größen (R + L) bezogen werden. - Folgendes Beispiel soll diese Überlegungen verdeutlichen:

Zwei Personen erreichen in einem Händigkeitstest eine identische Dominanzausprägung von $\frac{R - L}{R + L} = 0{,}60$, resultierend aus den Differenz- und Gesamtleistungsmessungen:

Pb 1: $\frac{30}{50} = 0{,}60$ Pb 2: $\frac{60}{100} = 0{,}60.$

Für die Differenzen soll ein Konfidenzintervall von $\pm$ 10 Punkten geschätzt worden sein. Das Konfidenzintervall der Gesamtleistungsmessungen soll in diesem Beispiel der Anschaulichkeit halber vernachlässigt werden. Ein maximales Meßfehlerintervall für die Quotienten $\frac{R - L}{R + L}$ ergibt sich immer dann, wenn die Werte der Konfidenzgrenzen der Differenzen (R - L) in die Dominanzverrechnungsformel eingesetzt werden: 20 und 40 im ersten Fall, 50 und 70 im zweiten Fall.

Pb 1: $\frac{20}{50} = 0{,}40$ bzw. $\frac{40}{50} = 0{,}80$

Pb 2: $\frac{50}{100} = 0{,}50$ bzw. $\frac{70}{100} = 0{,}70$

Das Konfidenzintervall des Pb 1 mit der kleineren Gesamtleistung fällt also größer aus als dasjenige des Pb 2 mit der höheren Gesamtleistung.

Ob sich der zu vermutende Effekt auf die Meßfehlervariation bei einer Relativierung von zwei Zufallsvariablen zeigt, bzw. ob er sich als so gravierend erweist, daß von der üblichen Bestimmung von Meßfehlerintervallen abgesehen werden muß, sollte einer Überprüfung unterzogen werden. Zweckmäßigerweise sollte diese Überprüfung über einen Varianzenvergleich durchgeführt werden, aufgrund dessen die Hypothese ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots\cdot\sigma_n^2$) interindividueller Gleichheit der intraindividuellen Varianz der beiden Dominanzmessungen unter Test- und Testwiederholungsbedingungen evtl. verworfen werden müßte.

1.3. Zur Erfassung der Händigkeit

Die Gründe für die Widersprüchlichkeit der Befunde in der Händigkeitsforschung dürften zum Teil in verschiedenartigen Experimentalbedingungen zu suchen sein, die untereinander kaum vergleichbar sind.

Offensichtlich führt die unzureichende Beachtung verschiedener Gesichtspunkte zu Interpretationsdiskrepanzen. Im Sinne einer methodisch vergleichbaren, systematisch aufgebauten Forschungsarbeit wäre zunächst die Kontrolle von möglicherweise wirksamen Einflußfaktoren wie Alter, Geschlecht und Beruf auf die Händigkeit zu fordern.

Als nächstes wäre auf die besondere Problematik bei der Interpretation von Extremgruppenbefunden hinzuweisen. Wie KRAMER (1961) vermutet, geht die Diskriminierung der Linkshändigkeit nicht zuletzt auf die Untersuchungsergebnisse bei verschiedenen klinischen Gruppen zurück, bei denen eine besondere Häufung von Linkshändern zu verzeichnen ist: Legasthenie (SCHENK-

DANZINGER 1954), Strabismus (KRÄMER & SCHÜTZENHUBER 1925; FINK & BRYNGELSON 1935), Epilepsie (STEINER 1911; GANTER 1919). Möglicherweise wird hier eine Wirkung (Linkshändigkeit) als Ursache für den klinischen Befund interpretiert; es wäre nämlich denkbar, daß klinisches Bild und Linkshändigkeit mit einem dritten, pathogenetischen Faktor (z. B. einem Hirnschaden) korreliert sind.

Einer der Hauptgründe für die Konfusion im Bereich der Händigkeitsforschung dürfte auf dem Gebiet der Händigkeitsmessung zu suchen sein. Die in der Literatur mitgeteilten Operationalisierungen des Phänomens Händigkeit sind vielfältig; eine verbindliche Händigkeitsdefinition steht jedoch noch aus. Den jeweils verwendeten Händigkeitsvariablen wird demgemäß Kriteriumswert zuerkannt. Gegen ein derartiges Vorgehen sind keine Einwände zu erheben. Es ist jedoch die kritische Frage zu stellen, warum grundlegende Forderungen der Testkonstruktion (v. a. der Überprüfung der Zuverlässigkeiten der verwendeten Verfahren) nur in Ausnahmefällen eine angemessene Beachtung gefunden haben (z. B. STEINGRÜBER 1971; SCHILLING 1973).

Es ist davon auszugehen, daß in einer nicht geringen Zahl von Untersuchungen die Zuverlässigkeiten der verwendeten Verfahren zur Messung der Händigkeit nicht ausreichen, um zwischen Links- und Rechtshändigkeit und Ambilateralität (Funktionsgleichheit der beiden Hände) differenzieren zu können. Die von STEINGRÜBER (1971) mitgeteilten Reliabilitätskoeffizienten für sechs Händigkeitstests (Variation von r_{tt} = 0,35 bis r_{tt} = 0,70) untermauern diese Vermutung. Demzufolge dürften die Fragestellungen Rechtshändigkeit versus Linkshändigkeit und Ambilateralität versus Rechts- bzw. Linkshändigkeit nicht nur in Ausnahmefällen konfundiert sein. Werden z. B. Rechts- und Linkshänder aufgrund

ihrer Meßergebnisse in einem Händigkeitstest am Skalennullpunkt (Beidhändigkeitspunkt) getrennt, um diese beiden Gruppen bezüglich eines Persönlichkeitsmerkmals zu vergleichen, so hat das bei einem unreliablen Verfahren zur Folge, daß die Gruppe der Linkshänder zu einem erheblichen Teil mit Rechtshändern besetzt ist (und umgekehrt).

Für eine effiziente Forschungsarbeit im Gebiet der Lateralitätsdiagnostik ist die Forderung nach reliabler Messung zwar grundlegend, aber nicht hinreichend. Im Hinblick auf eine bessere Verständigung und ein besseres Verständnis des Phänomens Händigkeit wären zusätzlich Studien zur Validierung der Meßinstrumente zu fordern. So wäre etwa bei der Prüfung, ob ein Händigkeitstest für praktisch relevante Fragestellungen gültige Aussagen trifft, die Enge des Zusammenhangs zwischen den gemessenen Seitendifferenzen und einer Händigkeitsbeurteilung (beispielsweise Lehrerbeurteilung über die dominante Hand ihrer Schüler) durch eine Korrelationsberechnung festzustellen. Dadurch wäre eine empirische (prädiktive) Validierung zu erreichen.

Validierung von Verfahren zur Bestimmung der Handdominanz heißt jedoch auch Beachtung besonders gelagerter Verhältnisse im Bereich der faktoriellen Validität. Als besonderes Problem tritt hier das Phänomen von Nullpunktverschiebungen auf: von Verfahren zu Verfahren unterschiedliche Entfernung des Skalennullpunktes (Beidhändigkeitspunkt) vom Verteilungsmittelwert. Dadurch ergeben sich zwischen den Einzelskalen Unsicherheiten bei der Definition von Rechts-, Links- und Beidhändigkeit. Die Annahme, daß Nullpunktverschiebungen keineswegs als Ausnahmeerscheinungen zu be-

trachten sind, stützt sich auf die in der Literatur mitgeteilten, sehr unterschiedlich ausfallenden Rechts-Linkshänder-Proportionen verschiedener Händigkeitstests (vgl. u. a. SCHENK 1972: den referierten Untersuchungen zufolge schwanken die Angaben zur Häufigkeit der Linkshändigkeit in der Normalbevölkerung zwischen 1 und 30 %).

Nullpunktverschiebungen der beschriebenen Art treten sowohl bei faktoriell homogenen als auch bei faktoriell heterogenen Händigkeitstests auf. Daß Händigkeitstests mit gleichem faktoriellen Validitätsanspruch - also faktoriell homogen ladende Tests - unterschiedliche Rechts-Linkshänder-Proportionen aufweisen können, geht aus Untersuchungsbefunden von STEINGRÜBER (1971) hervor. Hierbei handelt es sich also um lineare Nullpunktverschiebungen, d. h. um Verschiebungen von Dominanzwerteverteilungen, bei denen die relativen Positionen der einzelnen Probanden erhalten bleiben. Nullpunktverschiebungen faktoriell heterogener Händigkeitstests, also Lokalisationsunterschiede zwischen Händigkeitsverteilungen faktoriell unabhängiger Testverfahren, lassen sich in der oben zitierten Untersuchung ebenfalls aufzeigen.

Daß Händigkeit nicht als eindimensionales Merkmal aufgefaßt werden kann, geht aus einigen weiteren Dimensionalitätsstudien hervor (BUXTON 1937; STEINGRÜBER 1972; PALMER 1974; ALBRECHT 1975). Aufgrund des gegenwärtigen Forschungsstandes läßt sich zwar annehmen, daß mehrere Händigkeitsfaktoren existieren, die jeweils voneinander unabhängige Händigkeitsdefinitionen gestatten. Eine weitergehende Aussage über Einzelheiten der Händigkeitsstruktur scheint zur Zeit jedoch nicht möglich.

Eine besondere Problematik stellt im Zusammenhang mit der Mehrdimensionalität des Merkmals Händigkeit die oft übliche Praxis dar, bei der Verwendung mehrerer Händigkeitsverfahren die einzelnen, oft sehr heterogen wirkenden Skalen gleichgewichtet zu einem Gesamtwert zusammenzufassen (z. B. NUTZHORN 1953; HARRIS 1958; CERNACEK 1964). Im Sinne einer besseren Verständigung sollte ein solches Vorgehen begründet sein, d. h., es sollte ihm eine erklärte Absicht zugrunde liegen, die auf einer entsprechenden Aufgabenanalyse basiert: entweder sollte durch eine Homogenisierung des Testverfahrens ein Aspekt der Händigkeit möglichst zuverlässig erfaßt werden, oder es ist durch eine Heterogenisierung ein möglichst weiter Gültigkeitsbereich anzustreben. Im letzteren Fall wäre jedoch ein Gesamtwert problematisch, da er viele Aspekte der Händigkeit in sich vereinigt und somit eine qualitativ differentielle Beurteilung verhindert.

Als Erklärungsmöglichkeit für das beschriebene Phänomen der Nullpunktverschiebungen bietet sich zunächst eine Feststellung von BLAU (1946) an. Danach steigt die Tendenz zur Dominanz einer Hand mit dem Schwierigkeitsgrad der geforderten Leistung an. Untersuchungen von STEINGRÜBER (1972)mit systematischer Variation des Aufgabenschwierigkeitsgrades bestätigen, daß die Lage des Verteilungsmittelwertes eines Leistungsdominanzkriteriums von der Schwierigkeit der Aufgabe abhängt, d. h., je schwieriger die geforderten Rechts- und Linksleistungen des Händigkeitstests waren, desto höher fiel - bis zu einer bestimmten Grenze - die durchschnittliche Dominanzausprägung der Probanden aus. In diesem Sinne wären auch die Befunde verschiedener Untersuchungen zur Ontogenese der Handdominanz zu interpretieren, die übereinstimmend zu dem Schluß kommen, daß Händigkeit als Ausdruck einer Höherdifferenzierung aufzufassen ist, die sich ontogenetisch parallel zur Hirnreifung verfolgen läßt (PALMER 1964).

Neben den bereits genannten Einflußgrößen auf die bei der Händigkeitsmessung auftretenden Mittelwertdifferenzen und den damit verbundenen Definitionsschwierigkeiten individueller Händigkeit sollte ein weiterer Faktor Beachtung finden: die möglicherweise vorhandene Abhängigkeit der Dominanzausprägung vom Testbeginn (rechte Hand/linke Hand). Da Transfereffekte auf die Rechtsleistung nach vorangegangener Linksleistung (oder umgekehrt) von vorneherein nicht ausgeschlossen werden können und somit auch als Einflußgröße auf die Ausprägung der Handdominanz in Betracht kommen, wären klärende Untersuchungen wünschenswert, wobei evtl. differentielle Effekte bei Rechts- und Linkshändern zu beachten sind. Daß Transfereffekte zumindest bei systematischem Training einer Seite auftreten (die nicht-trainierte Seite erfährt durch das Training der kontralateralen Seite eine Leistungssteigerung), wird in der Literatur wiederholt berichtet (u. a. COOK 1934; HELLEBRANDT 1951).

1.4. Zum Zusammenhang zwischen Hand- und Augendominanz

Ein weiteres Problem der Händigkeitsmessung betrifft die Frage nach der Bedeutung der Augendominanz für die üblicherweise mit visueller Beteiligung (also visuomotorisch) erfaßte Ausprägung der Handdominanz. Visuomotorische Händigkeit zu erfassen ist sicherlich ein legitimer und notwendiger Operationalisierungsansatz; doch das in der Literatur (u. a. HILDRETH 1949; LEISER-EGGERT 1954; HARRIS 1958) häufig beschriebene Phänomen gekreuzter Dominanzen (z. B. rechte Hand/linkes Auge) gibt Anlaß zu diskutieren, ob möglicherweise bestimmte Ausprägungsgrade auf der Händigkeitsskala mit bestimmten (Auge/Hand-) Dominanzkonstellationen korreliert sind.

Es gibt zahlreiche Untersuchungen, die den Zusammenhang zwischen Händigkeit und Äugigkeit experimentell angehen; die mitgeteilten Ergebnisse sind widersprüchlich. So kommen beispielsweise MERRELL (1957), McKINNEY (1967) und COREN & KAPLAN (1973) aufgrund ihrer Untersuchungsbefunde zu dem Schluß, die Merkmale Händigkeit und Äugigkeit seien unkorreliert. Demgegenüber stehen die Untersuchungen von RENGSTORFF (1967), FRIEDLÄNDER (1971), JÜRGENS (1976) u. a., deren Ergebnisse die Annahme einer Kovariation okulärer und manueller Dominanz zu bestätigen scheinen. Auch in diesen Untersuchungen ist jedoch der jeweilige Anteil der als gekreuzt dominant klassifizierten Personen beträchtlich. Demnach läßt sich folgern, daß kontralaterale Dominanzen von Auge und Hand zumindest keine Ausnahmeerscheinungen darstellen.

Die in diesem Zusammenhang anfangs gestellte Frage nach dem Einfluß der Dominanzkonstellation von Auge und Hand auf die mittels visuomotorischer Verfahren gemessene Händigkeitsausprägung ist nun insofern von Interesse, weil ihre Diskussion möglicherweise zu eindeutigeren Operationalisierungen des Phänomens Händigkeit führt. Es ist zu vermuten, daß auf der visuomotorischen Händigkeitsskala gekreuzt dominante gegenüber unilateral dominanten Personen im Durchschnitt schwächere Ausprägungsgrade aufweisen. Diese Vermutung stützt sich auf den Vergleich von Gruppenmittelwerten (JÜRGENS 1976), der bei Rechtsschielern (deren linkes Auge führt) eine signifikant schwächer ausgeprägte Rechtshändigkeit zeitigte als bei Linksschielern (deren rechtes Auge führt). Die schwächere Rechtshändigkeit okulär und - wie vermutet wird - ursprünglich auch manuell linksdominanter Personen führt JÜRGENS auf die

Wirkung von Umwelteinflüssen im Verlauf der Entwicklung zurück (gegenläufiges Training linkshändiger Kinder in einer "Rechtshändergesellschaft"). Ebenso plausibel erscheint es jedoch, eine genuine Dominanzkreuzung bei Rechtsschielern (d. h. linkes Führungsauge) als Erklärung für ihre im Mittel schwächer ausgeprägte Rechtshändigkeit heranzuziehen. Möglicherweise erfährt die Rechts-Links-Leistungsrelation dieser Personen eine Verschiebung, weil die motorisch inferiore Hand beim Ausführen des visuomotorischen Händigkeitstests von der Lage des linken Führungsauges profitiert. Mit dieser Hypothese im Einklang steht ein weiteres Untersuchungsergebnis von JÜRGENS: die untersuchten Rechtsschieler (also Linksäuger) weisen im Vergleich zu den Linksschielern (Rechtsäugern) mit der linken Hand im Durchschnitt signifikant höhere Leistungen auf.

In diesem Zusammenhang wären auch die Befunde von KERR, MINGAY & ELITHORN (1963) anzuführen, die für die in ihren Reaktionszeitexperimenten (manuelle Reaktionen auf optische Reize) beobachteten Dominanzumkehrungen (die nicht dominante Hand reagiert schneller) gekreuzte Dominanzen von Auge und Hand als Erklärungsmöglichkeit in Betracht ziehen: "... reversal of dominance could only occur under a 'single channel' hypothesis if a perceptual or peripheral component showed a marked dominance effect. With the present group of subjects eye dominance was not consistently related to hand dominance and the effect seems rather large to be explained solely by differences in peripheral conduction time" (S. 334).

Welche Mechanismen dem Zusammenspiel zwischen optischem Input, motorischem Output und optischer Bewe-

gungskontrolle im einzelnen zugrunde liegen, ist weitgehend unklar (u. a. GANONG 1971); welche spezifische Bedeutung bei diesen Vorgängen dem Führungsauge zukommt, entzieht sich den Kenntnissen des gegenwärtigen Forschungsstandes ebenfalls.

Auch bei der Bestimmung des Führungsauges ergeben sich ähnliche Schwierigkeiten wie bei der Bestimmung der Führungshand. Es existieren unterschiedliche Äugigkeitskonzepte (vgl. u. a. ULLMANN 1974), die nicht notwendigerweise kongruent sein müssen (z. B. Sehschärfedominanz, sensorische und motorische Dominanz beim beidäugigen Sehen - vgl. u. a. COREN & KAPLAN 1973). D. h., je nach dem erfaßten Aspekt der Äugigkeit kann sich bei dem einzelnen Individuum einmal das rechte, einmal das linke Auge als dominant erweisen.

Dieser Sachverhalt erschwert zusätzlich die Analyse des Einflusses der Augendominanz auf die Ausprägung visuomotorischer Händigkeit. Um diese Analyse jedoch überhaupt durchführen zu können, ist es unumgänglich, der durch visuomotorische Verfahren erfaßten Händigkeit eine Händigkeit ohne Beteiligung des optischen Apparates an der jeweils geforderten Leistung gegenüberzustellen. Händigkeitsdiagnostik aufgrund derartiger Händigkeitskriterien ist ein erster Schritt auf dem Weg, verschiedene Dominanzkonstellationen von Auge und Hand zu bestimmen. In einem weiteren Schritt könnte dann geklärt werden, ob und gegebenenfalls wie sich Positionsverschiebungen auf der Händigkeitsskala ergeben, wenn die Händigkeit mittels visuomotorischer Verfahren ermittelt wird.

Die Entwicklung von Meßverfahren zur Erfassung primär motorischer Handdominanz ist nach diesen Überlegungen

im Hinblick auf eine vergleichbare und systematisch aufgebaute Forschungsarbeit als wünschenswert anzusehen. Sie schafft die Möglichkeit zu überprüfen, ob bei der Messung visuomotorischer Händigkeit eventuell eine Konfundierung zweier Fragestellungen vorliegt: Gekreuzt dominante versus unilateral dominante Händigkeit.

1.5. Zielsetzung der Arbeit und allgemeine Übersicht zum Untersuchungsplan

Den vorausgegangenen Diskussionen zufolge dürften die Widersprüchlichkeiten auf dem Gebiet der Händigkeitsforschung darin begründet sein, daß die Mehrzahl der vorliegenden Arbeiten untereinander kaum vergleichbar ist. Hierfür kann u. a. die unbefriedigende Lösung meßtechnischer Probleme verantwortlich gemacht werden. Als weiterer wesentlicher Punkt einer kritischen Betrachtung der Händigkeitsforschung wurde die Konfundierung verschiedener Dominanzaspekte herausgestellt. Nicht sauber genug getrennt erscheinen die Fragestellungen Rechtshändigkeit versus Linkshändigkeit; Ambilateralität versus Rechts- bzw. Linkshändigkeit; gekreuzte Dominanz (von Auge und Hand) versus Unilateralität.

In diesem Zusammenhang besteht die Notwendigkeit zu überprüfen, ob bei der Händigkeitsmessung mittels der üblicherweise verwendeten visuomotorischen Verfahren systematische Effekte auf die Dominanzausprägung in Abhängigkeit von bestimmten (Auge/Hand-) Dominanzkonstellationen (z. B. rechtes Auge/linke Hand) auftreten. Der Weg zur Lösung dieser Problematik führt notwendigerweise über die Entwicklung von Händigkeits-

kriterien, die den motorischen Aspekt der Händigkeit in den Vordergrund stellen, also Händigkeit ohne Beteiligung des optischen Apparates messen.

Die vorliegende Arbeit ist hauptsächlich auf die Entwicklung solcher Kriterien ausgerichtet. Der Untersuchungsplan sieht vor, die Qualitäten bestimmter ausgewählter Kriterien zur Messung primär motorischer Leistungsdominanz der Hände festzustellen und ein Verfahren zu entwickeln, das den psychometrischen Ansprüchen genügt, die an die Konstruktion von Leistungstests gestellt werden.

Zur Realisierung dieses Ziels, also der einzelnen Schritte zur Entwicklung eines primär motorischen Händigkeitskriteriums, sind zunächst Verteilungs-, Interkorrelations- und Reliabilitätsanalysen bestimmter ausgewählter Testverfahren vorgesehen, an die sich die Selektion eines für die Händigkeitsmessung brauchbaren Verfahrens anschließen soll (Kap. 2.). Im Anschluß daran soll das selegierte Händigkeitskriterium einer Kriterienvalidierung unterzogen werden, wobei als Grundlage der Kreuzvalidierung eine neue Analysenstichprobe heranzuziehen ist (Kap. 3.). Diese Stichprobe ist außerdem zur Analyse eines zweiten Validitätsaspekts der Händigkeitsmessung vorgesehen. Transfereffekte auf die Rechtsleistung nach vorangegangener Linksleistung (oder umgekehrt) könnten wie erörtert dahingehend wirksam sein, daß sie die Lokalisation der Händigkeitsverteilung verändern, womit sich Klassifikationsprobleme (Rechtshändigkeit - Linkshändigkeit - Beidhändigkeit) ergeben. Der Einfluß des Testbeginns (rechte Hand/linke Hand) soll deshalb einer Überprüfung unterzogen werden.

2. DIE ENTWICKLUNG EINES TESTVERFAHRENS ZUR MESSUNG PRIMÄR MOTORISCHER LEISTUNGSDOMINANZ

Zur Realisierung der Ziele des ersten Untersuchungsabschnitts waren folgende Analysenschritte geplant:

- Anwendung von vier ausgewählten Händigkeitskriterien (Aspekte der Testauswahl s. 2.1.1.) bei Mädchen 3. Grundschulklassen im Alter von 8;5 bis 9;1 Jahren (Stichprobenauswahlkriterien s. 2.1.3.) im Einzelversuch

- Analyse der Verteilungsformen und der Interkorrelationen der Meßwerte

- Wiederholung der gleichen Verfahren nach drei Wochen an derselben Stichprobe zur Bestimmung der Retest-Reliabilitäten

- anhand der gewonnenen Daten Festlegung eines für die Händigkeitsmessung brauchbaren Testverfahrens

2.1. Beschreibung des methodischen Vorgehens

2.1.1. Gesichtspunkte für die Auswahl der Händigkeitstests

Folgende Gesichtspunkte waren bei der Auswahl der zu analysierenden Händigkeitsverfahren maßgebend:

- Die Verfahren sollten Leistungsdominanz und keine Präferenzen messen (vgl. 1.1.).

- Die Verfahren sollten primär motorische Händigkeit (ohne Beteiligung des optischen Apparates) messen (vgl. 1.4.).

- Die Verfahren sollten einen faktoriell homogenen Leistungs- und Händigkeitsaspekt erfassen. Die bewußte Einschränkung auf einen Einzelaspekt motorischer Händigkeit erschien unumgänglich, da eine gesicherte und verbindliche Definition des Phänomens Händigkeit im allgemeinen und motorischer Händigkeit im besonderen nicht existiert. Im Hinblick auf die Testkonstruktion bietet die Erfassung eines homogenen Händigkeitsaspekts zwei Vorteile: sie gewährleistet eine Einengung von Interpretationsmöglichkeiten bei eventuellen Nullpunktverschiebungen von Einzelskalen und die Möglichkeit einer Reliabilitätserhöhung, wenn sich die Notwendigkeit einer Zusammenfassung mehrerer Verfahren bei zu geringen Einzeltestreliabilitäten ergeben sollte.

Zur Erfassung eines homogenen Aspekts motorischer Leistungsdominanz bieten sich Speed-Verfahren aus dem Bereich der Tapping-Tests an. Hierbei handelt es sich um Verfahren, bei denen die Schnelligkeit bestimmter Klopfbewegungen gemessen wird. Daß aus einseitigen Speed-Messungen an den oberen Extremitäten mittels Tapping-Tests, die ohne Augenkontrolle durchgeführt werden, faktorielle Einheitlichkeit resultiert, geht u. a. aus einer Untersuchung von SEASHORE (1940) hervor. In den faktorenanalytischen Untersuchungen von BARNSLEY & RABINOVITCH (1970) und STEINGRÜBER (1972) zeigt sich nun, daß die Leistungsstrukturen von präferierter und nicht-präferierter bzw. rechter und linker Hand weitgehend identisch sind. Wenn nun bestimmte Leistungsmessungen bei beiden Händen in gleichem Maße die gleiche Leistungsdimension repräsentieren, so ist die Wahrscheinlichkeit groß, daß auch die Faktorisierung der Leistungsdifferenzen zwischen den beiden Händen zu einer ähnlichen Lösung führt. Das bedeutet, daß

Händigkeitsfaktoren in einem bestimmten Ausmaß durch die Leistungsdimensionen von rechter und linker Hand mitbestimmt werden, daß also aufgrund der faktoriellen Einheitlichkeit der von SEASHORE analysierten motorischen Speed-Verfahren faktorielle Einheitlichkeit der Dominanzmeßwerte erwartet werden kann, wenn diese oder ähnliche Verfahren (beidseitig) als Händigkeitstests gegeben werden.

2.1.2. Beschreibung der Händigkeitstests

Aufgrund der beschriebenen Auswahlkriterien wurden vier Händigkeitstests entwickelt und zu einer Reihe zusammengestellt. Von der Art der geprüften Funktionen her repräsentieren die vier Verfahren den von SEASHORE (1940) extrahierten Faktor II: Schnelligkeit von Finger-, Hand- und Unterarmbewegungen, auf dem ausschließlich solche Verfahren hohe Ladungen aufweisen, die keine optische Bewegungskontrolle erfordern.

Finger-Tapping: Die Vp klopft mit den ausgestreckten und zusammengelegten Fingern (ohne Daumen) mit größtmöglicher Schnelligkeit auf eine Metallfläche; Daumen, Handteller und Unterarm liegen dabei ruhig auf einer Unterlage; die Bewegungen erfolgen aus den Fingergrundgelenken heraus. - Testdauer: zweimal 8 sec. für jede Hand mit 8 sec. Pause zwischen den Versuchen der jeweiligen Seite; Meßwerte: Anzahl der Klopfbewegungen des Gesamtversuchs von 16 sec. Dauer; elektrische Berührungsregistrierung (wie auch bei den folgenden Verfahren), die nach Ablauf der Versuchszeit durch einen Timer automatisch unterbrochen wird; Abmessungen der Versuchsanordnung s. Anhang, Abb. 1, S. A 1.

Unterarm-Tapping: Die Vp klopft aus dem Ellenbogengelenk heraus mit der Kante der zur Faust zusammengeballten Hand so schnell wie möglich gegen eine senkrecht

vor ihr stehende Metallfläche; der Ellenbogen ist dabei aufgestützt; die Bewegungen erfolgen aus dem Ellenbogengelenk. - Testdauer: zweimal 8 sec. für jede Seite mit 8 sec. Pause zwischen den Versuchen der jeweiligen Seite; Meßwerte: Anzahl der Klopfbewegungen des Gesamtversuchs von 16 sec. Dauer; Abmessungen der Versuchsanordnung s. Anhang, Abb. 2, S. A 2.

Hand-Tapping: Versuchsanordnung wie Finger-Tapping; bei diesem Verfahren schließt das Handgelenk mit der Vorderkante der Unterlage ab, auf der der Unterarm ruhig aufliegt; die Bewegungen erfolgen aus dem Handgelenk; die Vp klopft so schnell wie möglich mit den Fingerspitzen der insgesamt stabilisierten Hand auf die Metallunterlage. - Testdauer: zweimal 8 sec. für jede Hand mit 8 sec. Pause zwischen den Versuchen der jeweiligen Seite; Meßwerte: Anzahl der Klopfbewegungen des Gesamtversuchs von 16 sec. Dauer.

Zeigefinger-Tapping: Versuchsanordnung wie Finger- und Hand-Tapping; Unterarm, Handteller und Daumen liegen bei der Durchführung dieses Verfahrens ruhig auf der Unterlage; die Finger (außer dem Zeigefinger) sind in den Fingergrundgelenken nach unten geknickt und gegen die Vorderseite der Unterlage gedrückt; die Vp klopft so schnell sie kann mit dem Zeigefinger auf die Metallfläche. - Testdauer: zweimal 8 sec. für jede Seite mit 8 sec. Pause zwischen den Versuchen der jeweiligen Seite; Meßwerte: Anzahl der Klopfbewegungen des Gesamtversuchs von 16 sec. Dauer.

2.1.3. Gesichtspunkte für die Auswahl der Untersuchungsgruppe

Zur Analyse der beschriebenen Verfahren wurden nach Alter ausgelesene (8;5 - 9;1-jährige) Schülerinnen der dritten Grundschulklasse ausgewählt. Der Wahl dieser Stichprobe lagen folgende Überlegungen zugrunde:

- Das Lebensalter der Vpn läßt BELMONT & BIRCH (1963) zufolge erwarten, daß die Seiteninkonsistenz (häufig wechselnde Seitendominanz) im Verlauf der kindlichen Entwicklung, die u. a. von GESELL & AMES (1947) beschrieben wird, einer stabilen Dominanz gewichen ist.

- Da bisher keine eindeutigen Befunde über den Einfluß des Lebensalters auf die Händigkeit (z. B. auf deren Ausprägungsgrad) vorliegen (vgl. HECAEN & AJURIAGUERRA 1964), sollte die Altersvariabilität der Stichprobe möglichst begrenzt sein. Demzufolge wurde nur die mittlere Altersgruppe der dritten Klasse untersucht.

- Die Entscheidung, die Analyse der Verfahren geschlechtsspezifisch durchzuführen, resultiert ebenfalls aus der mangelnden Eindeutigkeit der Befunde zum Einfluß der Variable Geschlecht auf die Händigkeit (ebenfalls HECAEN & AJURIAGUERRA 1964).

2.1.4. Beschreibung des Untersuchungsablaufs

Den Untersuchungen zur Abschätzung der Skalenqualitäten der neuentwickelten Händigkeitstests ging eine Probedar-

bietung der Verfahren zur Testzeitbestimmung voraus (n = 23). Da sich die geplante Durchführungszeit von zweimal 12 sec. je Hand (mit 12 sec. Pause) als zu lang erwies (fragendes Anschauen des Vl gegen Ende der einzelnen Versuche; Tempowechsel), wurde die Testzeit auf 8 sec. reduziert. Diese Zeitspanne stellte sich für ein motiviertes Durcharbeiten als günstig heraus.

Wie im Vorversuch wurden die vier Tests auch in den anschließenden Untersuchungen stets in derselben Reihenfolge gegeben: Finger-, Unterarm-, Hand-, Zeigefinger-Tapping. Bei jedem Verfahren wurde mit der Prüfung der Schnelligkeit der linken Hand begonnen.

Die Analysen der vier Händigkeitstests wurden zunächst an 97 Kindern aus 13 dritten Schuljahren an 5 Düsseldorfer Grundschulen vorgenommen. Drei Wochen nach der ersten Testgabe wurde die Untersuchung an der gleichen Gruppe wiederholt (n = 92, da 5 Kinder im Unterricht fehlten). - Sämtliche Analysen fanden zu Beginn des zweiten Schulhalbjahres statt.

Die Untersuchungen wurden in jedem Fall in der jeweiligen Klasse mit einer allgemeinen Instruktion (Anhang S. A 3) eingeleitet, in der v. a. auf die Einfachheit der Aufgaben hingewiesen und den Kindern Anonymität zugesichert wurde.

An jeder Schule stand für die Untersuchungen ein separater Raum zur Verfügung, in den die nach Alter ausgesuchten Schülerinnen einzeln zur Testdurchführung gebeten wurden. Die Testinstruktion (Anhang S. A 4 und A 5) forderte bei allen Verfahren ausschließlich Schnelligkeit der jeweils verlangten Bewegungen.

2.1.5. Darstellung der Methode zur Dominanzbestimmung

Die Bestimmung der Seitendominanz aus den Rechts- und Linksleistungswerten erfolgte für jedes Verfahren nach der bereits beschriebenen und diskutierten Methode (vgl. 1.2.), bei der die Differenz der beiden Leistungswerte (Leistungswert der rechten Hand R minus Leistungswert der linken Hand L) auf die Gesamtleistung beider Hände (Leistungswert der rechten Hand R plus Leistungswert der linken Hand L) bezogen wird. Die Quotienten $\frac{R - L}{R + L}$ können theoretisch von -1 (extreme Linkshändigkeit) bis +1 (extreme Rechtshändigkeit) variieren. Der Skalenwert O kennzeichnet die Funktionsgleichheit beider Hände (Beidhändigkeit).

Das verwendete Händigkeitsmaß kann (mit 100 multipliziert) als Prozentdifferenz verstanden werden: prozentualer Anteil der rechten Hand an der Gesamtleistung beider Hände minus prozentualer Anteil der linken Hand an der Gesamtleistung beider Hände:
$\frac{100\ R}{R + L} - \frac{100\ L}{R + L} = 100\ \frac{R - L}{R + L}$.

2.2. Darstellung der Ergebnisse der Testanalysen

2.2.1. Verteilungsanalysen der Leistungswerte

Im Anhang (Abb. 3 - 10, S. A 6 - A 13) sind die Häufigkeitsverteilungen der Rechts- und Linksleistungswerte für jeden Test abgebildet. Die Verteilungskennwerte (Mittelwert, Standardabweichung, Schiefe, Exzeß) sind in Tabelle 1 und 2 aufgeführt. - Die Werte für Schiefe und Exzeß können wie z-Werte interpretiert werden, deren Auftretenswahrscheinlichkeit p unter der Annahme angegeben wird, daß es sich um eine Normalverteilung handelt. Die Berechnungsformeln für Schiefe und Exzeß finden sich u. a. bei McNEMAR (1962).

Tabelle 1: Verteilungskennwerte der Rechtsleistungsmessungen

	Finger-Tapping	Unterarm-Tapping	Hand-Tapping	Zeigefinger-Tapping
$\bar{x}$	68,93	72,99	79,23	63,40
s	10,86	11,61	11,80	9,02
Schiefe	-0,60 p=0,55	-0,65 p=0,52	-0,59 p=0,56	-0,34 p=0,73
Exzeß	1,53 p=0,13	0,76 p=0,45	0,88 p=0,38	0,14 p=0,89

Tabelle 2: Verteilungskennwerte der Linksleistungsmessungen

	Finger-Tapping	Unterarm-Tapping	Hand-Tapping	Zeigefinger-Tapping
$\bar{x}$	62,49	67,72	70,42	57,58
s	10,56	9,51	10,08	8,71
Schiefe	-0,29 p=0,77	-0,44 p=0,66	-0,27 p=0,79	0,00 p=1,00
Exzeß	0,30 p=0,76	0,03 p=0,98	0,93 p=0,35	0,32 p=0,75

Hinsichtlich einer parametrischen Weiterverarbeitung der Daten kann die Normalverteilungshypothese in jedem einzelnen Fall aufrechterhalten werden.

2.2.2. Faktorenanalysen der Interkorrelationen der Leistungswerte

In Tabelle 3 und 4 finden sich die Interkorrelations- und Faktorenmatrizen der vier Leistungsmessungen der rechten bzw. linken Hand. Die Interkorrelationsmatrizen basieren auf Produkt-Momentkorrelationen, da eine Inspektion der Daten (Scatterdiagramme zwischen je zwei Variablen) keine Hinweise auf systematische Abweichungen von Linearität und Homoscedastizität ergab (s. Anhang Abb. 11 - 22, S. A 14 - A 26).

Tabelle 3: Interkorrelationen und Faktorenmatrix der Leistungswerte der rechten Hand

		(1)	(2)	(3)	(4)	F1	F2
Finger-Tapping	(1)	——	0,76	0,83	0,82	0,91	0,07
Unterarm-Tapping	(2)		——	0,81	0,67	0,84	-0,14
Hand-Tapping	(3)			——	0,78	0,91	-0,07
Zeigefinger-Tapping	(4)				——	0,85	0,14

Eigenwerte: $\lambda_1 = 3{,}08$
$\lambda_2 = 0{,}05$

Tabelle 4: Interkorrelationen und Faktorenmatrix der Leistungswerte der linken Hand

		(1)	(2)	(3)	(4)	F1	F2
Finger-Tapping	(1)	——	0,70	0,82	0,79	0,86	-0,10
Unterarm-Tapping	(2)		——	0,84	0,76	0,85	0,11
Hand-Tapping	(3)			——	0,83	0,94	0,04
Zeigefinger-Tapping	(4)				——	0,88	-0,06

Eigenwerte: $\lambda_1 = 3{,}12$
$\lambda_2 = 0{,}03$

Die Faktorisierung der Leistungswerte nach der Hauptkomponentenmethode führt in beiden Analysen zu einer einfaktoriellen Lösung (Extraktionskriterium: Eigenwerte $\lambda > 1$; vgl. LIENERT & ORLIK 1968). Beide Analysen zeitigen faktorielle Einheitlichkeit der vier Verfahren. Die Faktorenladungen der Rechtsleistungsmessungen sind, wie eine Inspektion zeigt, mit denjenigen der Linksleistungsmessungen nahezu identisch.

2.2.3. Reliabilitätsanalysen der Leistungswerte

Die Testwiederholung der vier Tapping-Tests an derselben Stichprobe erfolgte nach drei Wochen. Die ermittelten Retest-Reliabilitätskoeffizienten der Leistungswerte der rechten und linken Hand, die in Tabelle 5 dargestellt sind, beruhen auf Produkt-Moment-Korrelationen. Die Voraussetzungen hierfür (Regressionslinearität und Homoscedastizität) können als gegeben betrachtet werden (siehe Scatterdiagramme im Anhang Abb. 23 - 30, S. A 27 - A 35).

Tabelle 5: Retestreliabilitäten der Leistungswerte der rechten und linken Hand

	Linksleistung	Rechtsleistung
Finger-Tapping	0,83	0,84
Unterarm-Tapping	0,81	0,85
Hand-Tapping	0,91	0,92
Zeigefinger-Tapping	0,91	0,88

Die Reliabilitätskoeffizienten der Leistungswerte variieren von r_{tt} = 0,81 (Unterarm-Tapping/linke Hand) bis r_{tt} = 0,92 (Hand-Tapping/rechte Hand).

Ein inspektiver Vergleich der Reliabilitätskoeffizienten der Leistungswerte der rechten Hand mit denen der linken Hand gibt in keinem Fall Anlaß, den Meßwerten einer Seite höhere Zuverlässigkeit zuzusprechen.

Den Reliabilitätsunterschieden zwischen den vier Verfahren soll ebenfalls keine Bedeutung beigemessen werden. Es wird vielmehr von der Annahme ausgegangen, daß die einzelnen Reliabilitätskoeffizienten innerhalb der Konfidenzgrenzen eines mittleren Koeffizienten voneinander abweichen. - Die Befunde der Reliabilitätsanalysen der Dominanzmessungen (s.2.2.6.) untermauern diese Annahme sehr deutlich.

Wird den insgesamt acht Leistungsmessungen eine mittlere Zuverlässigkeit von r_{tt} = 0,87 zugrunde gelegt, so stimmen die Konfidenzgrenzen dieses Koeffizienten (5% - Irrtumswahrscheinlichkeit: 0,81 / 0,91) mit den Extremwerten der Tabelle 5 (0,81 / 0,92) fast überein.

Eine weitere Reliabilitätsanalyse der Leistungsmessungen läßt sich auf der Basis der Meßergebnisse der jeweils zwei 8 sec. - Testgabeintervalle je Hand (vgl. 2.1.2.) durchführen. Die Korrelation zwischen den jeweils zwei Meßwertereihen je Hand gibt an, wie hoch die Reliabilität einer 8 sec. - Testung bei sukzessiver Wiederholung ausfällt. Die resultierenden Koeffizienten dürften vorwiegend Schätzwerte für die instrumentelle Konsistenz der Verfahren darstellen. Zusätzliche Fehlerquellen einer Retestung nach einem längeren Zeitintervall (v.a. Bedingungsveränderungen zwischen erster und zweiter Testgabe und Inkonstanz des untersuchten Merkmals) bleiben bei dieser Reliabilitätsschätzung weitgehend unberücksichtigt.

Die Reliabilitätskoeffizienten der Leistungsmessungen der rechten und linken Hand bei sukzessiver Wiederholung einer 8 sec. - Testung sind in den Tabellen 6 (Reliabilitätsanalyse der Meßwerte der ersten Testgabe) und 7 (Reliabilitätsanalyse der Meßwerte der zweiten Testgabe nach drei Wochen) aufgeführt. Ein Vergleich der Koeffizienten der Leistungswerte der rechten Hand mit denen der linken Hand gibt auch hier keinen Anlaß, den Meßwerten einer Seite eine höhere Zuverlässigkeit zuzusprechen. Zwischen den vier Tests lassen sich sowohl bei den Rechts- als auch bei den Linksleistungsmessungen nur sehr geringfügige Unterschiede aufweisen. Die Koeffizienten der ersten und zweiten Testgabe unterscheiden sich nur unwesentlich voneinander.

Eine Schätzung der Reliabilität der ganzen Tests von 16 sec. Dauer läßt sich mit Hilfe der Spearman-Brown-Formel (vgl. LIENERT 1967) vornehmen. Legt man für die Leistungsmessungen eine mittlere Halbtestreliabilität von 0,93 zugrunde, so ergibt sich für den jeweils ganzen Test ein Schätzwert von 0,96.

Tabelle 6: Reliabilitätskoeffizienten der Leistungsmessungen der rechten und linken Hand bei sukzessiver Wiederholung einer 8 sec. - Testung (1. Testgabe)

	Linksleistung	Rechtsleistung
Finger-Tapping	0,95	0,95
Unterarm-Tapping	0,92	0,93
Hand-Tapping	0,96	0,93
Zeigefinger-Tapping	0,92	0,93

Tabelle 7: Reliabilitätskoeffizienten der Leistungsmessungen der rechten und linken Hand bei sukzessiver Wiederholung einer 8 sec. - Testung (2. Testgabe nach drei Wochen)

	Linksleistung	Rechtsleistung
Finger-Tapping	0,95	0,93
Unterarm-Tapping	0,94	0,93
Hand-Tapping	0,94	0,93
Zeigefinger-Tapping	0,93	0,90

2.2.4. Verteilungsanalysen der Dominanzwerte

Im Anhang (Abb. 31 - 34, S. A 36 - A 39) sind die Verteilungen der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ der vier Händigkeitstests dargestellt. Tabelle 8 zeigt die Verteilungskennwerte:

Tabelle 8: Verteilungskennwerte der Dominanzmaße

	Finger-Tapping	Unterarm-Tapping	Hand-Tapping	Zeige-finger-Tapping
$\bar{x}$	0,05	0,04	0,06	0,05
s	0,05	0,05	0,06	0,05
Schiefe	0,27 p=0,79	-0,23 p=0,82	-0,81 p=0,42	0,23 p=0,80
Exzeß	-0,13 p=0,90	0,01 p=0,99	1,20 p=0,23	-0,04 p=0,97

Bei allen Verfahren kann die Normalverteilungshypothese hinsichtlich einer parametrischen Weiterverarbeitung der Dominanzmaße aufrechterhalten werden.

Bemerkenswert ist, daß die Variationsweite der Dominanzmaße bei allen Tests die möglichen Extremwerte -1 und +1 bei weitem nicht erreicht und daß sie gegenüber den in der Literatur mitgeteilten Dominanzvariationen visuomotorischer Verfahren (z. B. STEINGRÜBER 1968; SCHILLING 1973) geringer ausfällt.

Bemerkenswert ist weiterhin, daß Nullpunktverschiebungen (von Verfahren zu Verfahren unterschiedliche Entfernung des Beidhändigkeitspunktes vom Verteilungsmittelwert) offensichtlich nicht auftreten. Die Abstände der Skalenwerte 0 vom Verteilungsmittelwert betragen (in z-Wert-Einheiten ausgedrückt) bei den einzelnen Verfahren: z = -1,0 (Finger-Tapping); z = -0,8 (Unterarm-Tapping); z = -1,0 (Hand-Tapping); z = -1,0 (Zeigefinger-Tapping).

2.2.5. Faktorenanalyse der Interkorrelationen der Dominanzwerte

In Tabelle 9 ist die Interkorrelations- und Faktorenmatrix der Dominanzmaße der vier Händigkeitstests dargestellt. Die Interkorrelationsmatrix basiert auf Produkt-Moment-Korrelationen, da bei den zweidimensionalen Häufigkeitsverteilungen systematische Abweichungen von Linearität und Homoscedastizität nicht zu erkennen sind (s. Anhang Abb. 35 - 40, S. A 40 - A 46).

Die Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse) der Dominanzwerte zeitigt den Befunden der Leistungswertanalysen (Rechtsleistungs-, Linksleistungsanalysen) entsprechend eine einfaktorielle Lösung. Den Befunden der Faktorisierung der Leistungswerte ebenso entsprechend ist, daß auch hier die vier Tests faktoriell einheitlich laden.

Tabelle 9: Interkorrelationen und Faktorenmatrix der Dominanzmaße

		(1)	(2)	(3)	(4)	F1	F2
Finger-Tapping	(1)	——	0,39	0,57	0,56	0,64	0,15
Unterarm-Tapping	(2)		——	0,66	0,59	0,72	-0,14
Hand-Tapping	(3)			——	0,66	0,83	-0,02
Zeigefinger-Tapping	(4)				——	0,78	0,03

Eigenwerte: $\lambda_1 = 2{,}23$
$\lambda_2 = 0{,}04$

2.2.6. Reliabilitätsanalysen der Dominanzmessungen

Tabelle 10 zeigt die Retest-Reliabilitätskoeffizienten der Dominanzmessungen $\frac{R - L}{R + L}$. Im Anhang (Abb. 41 - 44, S. A 47 - A 51) sind die Punktdiagramme der jeweils zwei Messungen (Test/Retest) dargestellt. Wie die Inspektion der Diagramme zeigt, besteht die Berechtigung, Produkt-Moment-Korrelationen zu berechnen.

Tabelle 10: Retest-Reliabilitätskoeffizienten der Dominanzmessungen

	r_{tt}
Finger-Tapping	0,75
Unterarm-Tapping	0,65
Hand-Tapping	0,84
Zeigefinger-Tapping	0,74

Bei den Retest-Reliabilitätsanalysen der Dominanzmessungen zeigt sich, daß ein mittlerer Koeffizient von 0,75 existiert (Finger- und Zeigefinger-Tapping), von dem die Koeffizienten der beiden anderen Ver-

fahren symmetrisch abweichen. Die Konfidenzgrenzen von 0,64 und 0,83 (5% - Irrtumswahrscheinlichkeit) stimmen mit den Extremwerten der Tabelle 10 (0,65 und 0,84) fast überein.

Eine weitere Untermauerung der Annahme, daß die Reliabilitätskoeffizienten der vier Verfahren innerhalb der Konfidenzgrenzen eines mittleren Koeffizienten voneinander abweichen, erbringt die Analyse der Halbtestzuverlässigkeiten der Dominanzmessungen. Aus den Leistungsmessungen des ersten 8 sec. - Testgabeintervalls der rechten und linken Hand und aus den Leistungsmessungen des zweiten 8 sec. - Testgabeintervalls der rechten und linken Hand wurden für jeden Test zwei Dominanzwerte $\frac{R - L}{R + L}$ gebildet und interkorreliert. Die resultierenden Koeffizienten der vier Händigkeitstests sind in Tabelle 11 (unter Test- und Retestbedingungen) aufgeführt. Sie variieren innerhalb der Konfidenzgrenzen einer mittleren Korrelation von 0,78 (5% - Irrtumswahrscheinlichkeit: 0,68 / 0,85).

Tabelle 11: Halbtestreliabilitäten der Dominanzmessungen unter

	Test-bedingungen	Retest-bedingungen
Finger-Tapping	0,79	0,84
Unterarm-Tapping	0,78	0,78
Hand-Tappimg	0,84	0,76
Zeigefinger-Tapping	0,75	0,68

Die Ergebnisse einer entsprechenden Reliabilitätsanalyse mit dem Hand-Tapping-Test an der Stichprobe des zweiten Untersuchungsteils dieser Arbeit (n = 288) sollen an dieser Stelle vorweggenommen werden. Der berechnete Halbtestkoeffizient von 0,77 stimmt mit

dem mittleren Koeffizienten der Tabelle 11 gut überein. - Für die Standardabweichung der Dominanzmessungen mit dem Hand-Tapping-Test ergab sich bei dieser Gruppe ein Wert von s = 0,05.

Zur Berechnung der Standardmeßfehler der Dominanzmessungen der einzelnen Verfahren wird eine Retestreliabilität von r_{tt} = 0,75 bei einer Standardabweichung von s = 0,05 festgelegt. Der Standardmeßfehler erhält dann eine Größe von:
$s_e = s \sqrt{1 - r_{tt}} = 0{,}05 \sqrt{1 - 0{,}75} = 0{,}025.$
Das bedeutet, daß ein Proband mit einer 5% - Irrtumswahrscheinlichkeit einen Dominanzwert von mindestens $1{,}96 \cdot 0{,}025 = 0{,}049$ (also $\pm$ 0,05) erreichen muß, um als Rechts- bzw. Linkshänder - also als abweichend vom Skalenpunkt 0 (Beidhändigkeit) - bezeichnet werden zu können. Weiterhin können zwei Probanden dann als unterschiedlich dominant bezeichnet werden, wenn sich ihre Meßwerte (5% - Irrtumswahrscheinlichkeit) um mindestens 0,07 Punkte unterscheiden:
$(x_1 - x_2)_{0,05} = 1{,}96 \cdot 0{,}05 \sqrt{2(1 - 0{,}75)} = 0{,}069.$

Ob die Voraussetzungen gegeben sind, Meßfehlerintervalle nach obiger Verfahrensweise zu bestimmen, bedarf allerdings einer Überprüfung. Wie bereits ausgeführt (vgl. 1.2.), besteht die Notwendigkeit zu überprüfen, ob die Meßfehlervariation bei Zufallsvariablen, die aus einer Quotientenbildung resultieren, in Abhängigkeit vom jeweiligen Betrag der beiden ins Verhältnis gesetzten Größen steht. Als Prüfverfahren kommt diesbezüglich in Betracht, die intraindividuellen Varianzen der beiden Meßwerte (Test- und Retestmessung) aller untersuchten Personen miteinander zu vergleichen, d. h., auf ihre Homogenität hin zu überprüfen. Die zu testende Hypothese lautet also: sind die Varianzen, die jeweils aufgrund der innerhalb eines Probanden

auftretenden Variationen der Meßwerte unter den k = 2 Bedingungen (Test-Retest) bestimmt werden, bei den j = 92 Individuen als homogen zu bezeichnen?

Statistisch geprüft wurde diese Hypothese mit dem Cochran-Test (vgl. SACHS 1969). Die berechneten Prüfgrößen $\hat{G}_{max}$ variieren von 0,0721 (Hand-Tapping) bis 0,1202 (Zeigefinger-Tapping); die Hypothese homogener Varianzen kann also in jedem Fall beibehalten werden.

2.2.7. Testselektion

Ziel der bisherigen Untersuchungen war es, vier Verfahren zur Erfassung motorischer Schnelligkeit im Hinblick auf ihre Eignung als Händigkeitskriterium zu analysieren. Die Entwicklungsarbeiten waren darauf ausgerichtet, mit den vier Verfahren einen faktoriell homogenen Leistungsaspekt zu erfassen, da erwartet wurde, daß die resultierenden Dominanzmaße (berechnet aus den jeweiligen Rechts- und Linkseinzelmessungen) ebenfalls faktorielle Einheitlichkeit aufweisen.

Da mit den vier analysierten Tests einerseits ein homogener Händigkeitsaspekt gemessen wird (die Faktorisierung der Rechts- und Linksleistungsmessungen führte ebenfalls zu einfaktoriellen, homogenen Lösungen), andererseits Nullpunktverschiebungen (mit ihrer bereits diskutierten Validitätsproblematik - vgl. 1.3.) weitgehend ausgeschlossen werden können, wäre eine Zusammenfassung mehrerer oder aller Händigkeitstests zu einer Gesamtskala ohne weiteres möglich.

Ein solches Vorgehen wurde zur Reliabilitätsverbesserung für den Fall vorgesehen, daß sich die Zuverlässigkeiten der einzelnen Verfahren als zu gering erweisen. Eine Zusammenfassung einzelner Verfahren erweist sich jedoch als nicht notwendig, da eine Retestreliabilität von r_{tt} = 0,75 für die Dominanzmessungen ausreichend hoch erscheint.

Im zweiten Untersuchungsteil dieser Arbeit soll der Test Hand-Tapping als Einzelverfahren zur Anwendung kommen. Gibt man für diesen Händigkeitstest eine Meßzuverlässigkeit von r_{tt} = 0,75 an, so kann das Risiko einer Reliabilitätsüberschätzung mit großer Sicherheit ausgeschlossen werden. Da die Variabilität der Händigkeitsmessungen des Hand-Tapping-Tests sowohl im Rechtshändigkeits- als auch im Linkshändigkeitsbereich ausreicht, um auf der Basis der Meßzuverlässigkeit eindeutige Händigkeitsdiagnosen stellen zu können, ist seine Eignung als Einzeldiagnostikum zunächst im psychometrischen Sinne unter Beweis gestellt.

Allerdings bedeutet die Variabilitätseinengung motorischer Dominanzmessungen im Vergleich zu visuomotorischer Händigkeitsskalierung (u. a. STEINGRÜBER 1968; SCHILLING 1973) - ein Testanalysenergebnis, das später (vgl. 4.) zu diskutieren sein wird - , daß Transfereffekten u. U. eine besondere Bedeutung zugeschrieben werden muß. Sollten sich Transfereffekte von der Rechtsleistung auf die Linksleistung (oder umgekehrt) als wirksam und damit auch als Einflußgröße auf die Lokalisation der Händigkeitsverteilung erweisen, so würde das bei einer Verteilung geringer Variabilität bedeuten, daß bei einem erheblichen Teil von Probanden mit schwach ausgeprägter Händigkeit Klassifikationsprobleme (Rechtshändigkeit/Linkshändigkeit) auftreten. Mit diesem Aspekt einer möglicherweise vorhandenen Klassifikationsproblematik beschäftigt sich der zweite Experimentalteil dieser Arbeit.

3. VALIDITÄTSUNTERSUCHUNGEN EINES TESTVERFAHRENS ZUR MESSUNG PRIMÄR MOTORISCHER LEISTUNGSDOMINANZ

Den im folgenden referierten Untersuchungen des selegierten Tests Hand-Tapping lagen folgende Fragestellungen zugrunde:

- Hinsichtlich der Klassifikationsproblematik (Rechtshändigkeit - Linkshändigkeit- Beidhändigkeit): Verändert sich aufgrund möglicherweise vorhandener Transfereffekte die Höhe oder die Variabilität der erbrachten Rechts- und Linksleistung und evtl. die Verteilung der Dominanzmessungen in Abhängigkeit vom Testbeginn (rechte Hand/linke Hand)?

- Hinsichtlich einer Absicherung der Verteilungsbefunde: Lassen sich bei den Stichproben des zweiten Analysenabschnitts die Verteilungsbefunde der vorangegangenen Untersuchungen des Tests Hand-Tapping bestätigen?

- Hinsichtlich der Kriterienvalidierung: Lassen sich für das neuentwickelte Händigkeitskriterium ähnliche Validierungsbefunde wie die in der Literatur mitgeteilten aufweisen (z. B. STEINGRÜBER 1971; SCHILLING 1973)?

3.1. Beschreibung des methodischen Vorgehens

3.1.1. Gesichtspunkte für die Auswahl des Validierungskriteriums

Als Validierungskriterium wurde das Lehrerurteil (Rechtshändigkeit/Linkshändigkeit der untersuchten Schülerinnen) herangezogen. Die Beurteilungskriterien

waren den Lehrern freigestellt. Deshalb ist zu vermuten, daß die Händigkeitseinschätzung in den meisten Fällen ein mehrdimensionales Kriterium darstellt.

Die Entscheidung, zur Außenvalidierung motorischer Händigkeitstests das komplexe Kriterium der Lehrerbeurteilung heranzuziehen, fiel aus Gründen der Vergleichbarkeit mit Validierungsbefunden visuomotorischer Händigkeitsverfahren (STEINGRÜBER 1971: identisches Validierungsexperiment; SCHILLING 1973: Korrelation der Dominanzmaße mit dem Elternurteil über die Händigkeit ihrer Kinder). Solche Vergleiche von Validierungsbefunden können der Hypothesenbildung über den Zusammenhang zwischen motorischer und visuomotorischer Händigkeit dienlich sein. Sollte etwa der Validitätskoeffizient eines motorischen Händigkeitsmaßes gegenüber demjenigen eines visuomotorischen Händigkeitstests geringer ausfallen, so käme als Erklärungsmöglichkeit in Betracht, daß eine Einengung des Aussagecharakters bzw. operationale Engerfassung motorischer gegenüber visuomotorischer Händigkeit vorliegt, die eine hohe Korrelation mit dem komplexen Händigkeitsaspekt der Lehrerbeurteilung verhindert. Hierbei wäre es denkbar, daß die operationale bzw. varianzmäßige Einengung des Phänomens Händigkeit hauptsächlich auf die Ausschaltung der visuellen Komponente zurückzuführen ist. Untersuchungsansätze zur Frage interindividueller Positionsverschiebungen zwischen motorischen und visuomotorischen Händigkeitsskalen sollten aus diskutierten Gründen (vgl. 1.4.) einen differentiellen Aspekt berücksichtigen: (Auge-Hand) gekreuzt dominante versus unilateral dominante Individuen. Es ist nicht auszuschließen, daß sich bezüglich der Verschiebungsmodalitäten Unterschiede zwischen diesen Gruppen ergeben.

3.1.2. Beschreibung der Untersuchungsstichprobe

Die Untersuchungen des zweiten Experimentalteils dieser Arbeit (Außenvalidierung, Überprüfung von Transfereffekten, Absicherung von Verteilungsbefunden) wurden an einer dem ersten Analysenabschnitt entsprechenden Stichprobe von weiteren 288 Mädchen durchgeführt: Schülerinnen im Alter von 8;5 bis 9;1 Jahren aus 44 dritten Schuljahren an 18 Düsseldorfer Grundschulen. Zur Prüfung der Frage, ob ein veränderter Testbeginn (rechte Hand/linke Hand) die Meßergebnisse im Hand-Tapping-Test beeinflußt, wurde bei 144 der 288 Schülerinnen bei der Rechts- und Linksleistungsprüfung mit der linken, bei den weiteren 144 Mädchen mit der rechten Hand begonnen.

Die Untersuchungsinstruktionen entsprachen denen des ersten Analysenabschnitts. Die Testgabe erfolgte bei der neuen Stichprobe ebenfalls immer im Einzelversuch.

Bei der Außenvalidierung des neuen Händigkeitskriteriums (Validierungskriterium: Lehrerurteil bezüglich der Händigkeit der untersuchten Schülerinnen - vgl. 3.1.1.) schieden 44 der 288 Mädchen aus der Beurteilungsstichprobe aus, da ihre Klassenlehrer die Leitung der Klasse erst kurz vor Untersuchungsbeginn übernommen hatten und sich deshalb außerstande sahen, die Händigkeit ihrer Schüler einzuschätzen.

3.2. Ergebnisdarstellung der Analysen des selegierten Händigkeitskriteriums

3.2.1. Verteilungsanalysen und Verteilungsvergleiche: Überprüfung von Transfereffekten in Abhängigkeit vom Testbeginn

Im Anhang (Abb. 45 - 48, S. A 52 - A 55) sind die Verteilungen der Rechts- und Linksleistungsmessungen der beiden Stichproben des zweiten Untersuchungsabschnitts (Vpn mit rechtshändigem/Vpn mit linkshändigem Testbeginn) zur Analyse des Tests Hand-Tapping dargestellt.

Der Anhang mit den Abb. 49 und 50 (S. A 56 und A 57) zeigt die Dominanzmaßverteilungen $\frac{R - L}{R + L}$.

Die Kennwerte der im Anhang (s. A 52 - A 55/A 56 - A 57) dargestellten Verteilungen sind in den Tabellen 12 und 13 aufgeführt.

Den Verteilungsanalysen zufolge besteht in keinem Fall Anlaß, die Normalverteilungshypothese zu verwerfen.

Tabelle 12: Verteilungskennwerte der Rechts- und Linksleistungsmessungen im Test Hand-Tapping

	Vpn mit rechtshändigem Testbeginn		Vpn mit linkshändigem Testbeginn	
	Linksleistung	Rechtsleistung	Linksleistung	Rechtsleistung
$\bar{x}$	72,23	79,99	71,48	79,47
s	9,18	9,38	9,97	11,15
Schiefe	-0,06 p=0,95	-0,38 p=0,70	-0,18 p=0,86	-0,60 p=0,55
Exzeß	0,06 p=0,95	0,23 p=0,82	-0,09 p=0,93	-0,21 p=0,83

Tabelle 13: Verteilungskennwerte der Dominanzmessungen im Test Hand-Tapping

	Vpn mit rechtshändigem Testbeginn	Vpn mit linkshändigem Testbeginn
$\bar{x}$	0,05	0,05
s	0,05	0,05
Schiefe	-0,45 p=0,65	0,79 p=0,43
Exzeß	0,43 p=0,67	1,31 p=0,19

Bereits ein inspektiver Vergleich beider Stichproben bezüglich ihrer dargestellten Verteilungen läßt vermuten, daß statistische Analysen zur Prüfung von Varianzhomogenitäten und Mittelwertdifferenzen keine bedeutsamen Gruppenunterschiede zeitigen werden.

Die berechneten F-Werte zur Überprüfung der Varianzhomogenitäten variieren von 1,13 (Varianzbruch der Dominanzwerte) über 1,18 (Varianzbruch der Leistungswerte der linken Hand) bis 1,41 (Varianzbruch der Leistungswerte der rechten Hand). Der maximal erreichte F-Wert von 1,41 gestattet noch (bei zweiseitiger Fragestellung und df = 143/143 Freiheitsgraden) die Beibehaltung der Nullhypothese ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$), wenn der kritische Wert für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 4 % festgelegt wird.

Die Prüfung der Mittelwertdifferenzen der beiden Gruppen auf statistisch bedeutsame Unterschiede erfolgte über den t-Test für unabhängige Stichproben. Alle berechneten t-Werte (Variation von 0,20 bei den Dominanzverteilungen über 0,42 bei den Verteilungen der

Leistungswerte der rechten Hand bis 0,66 bei den Verteilungen der Leistungswerte der linken Hand) liegen bei df = 286 Freiheitsgraden deutlich unterhalb des Annahmebereichs der Alternativhypothese ($\mu_1 \neq \mu_2$).

3.2.2. Verteilungsanalysen und Verteilungsvergleiche: Absicherung von Verteilungsbefunden

Zur Homogenitätsprüfung der Varianzen der insgesamt drei Gruppen[+)], die den Test Hand-Tapping bearbeitet haben, wurde der χ^2-Test von BARTLETT (vgl. u. a. LIENERT 1967) herangezogen. Da die Abschätzung des Homogenitätsgrades der Varianzen mit der größten Unterschiedlichkeit zwischen den Gruppen (Leistungswerte der rechten Hand) keinen Anlaß zur Ablehnung der Nullhypothese ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$) gibt ($\chi^2 = 3{,}45$; df = 2; p = 20 %), erübrigen sich die weiteren Homogenitätsanalysen.

Zur Prüfung der Mittelwertdifferenzen der Leistungs- und Dominanzwerteverteilungen der insgesamt drei Gruppen wurden Varianzanalysen durchgeführt. Die Ergebnisse der Varianzanalysen sind in Tabelle 14 dargestellt. Die Hypothese gleicher Mittelwerte kann in jedem einzelnen Fall mit großer Sicherheit angenommen werden (maximal erreichter F-Wert: 1,01).

[+)] 1. Gruppe des ersten Analysenabschnitts (n = 97; Anhang Abb. 7 und 8, S. A 10 und A 11; Abb. 33, S. A 38).

2. Gruppe des zweiten Analysenabschnitts: Testbeginn linke Hand (n = 144; Anhang Abb. 45 und 46, S. A 52 und A 53; Abb. 49, S. A 56).

3. Gruppe des zweiten Analysenabschnitts: Testbeginn rechte Hand (n = 144; Anhang Abb. 47 und 48, S. A 54 und A 55; Abb. 50, S. A 57).

Tabelle 14: Varianzanalysen der Gruppenmittelwerte von Leistungs- und Dominanzmaßen des Tests Hand-Tapping

1. Rechtsleistungen:

Quelle der Variation	Quadrat-summe	df	Varianz-schätzung	F
zwischen Gruppen	189,813	2	94,906	1,007
innerhalb	36021,187	382	94,296	
total	36211,000	384		

2. Linksleistungen:

Quelle der Variation	Quadrat-summe	df	Varianz-schätzung	F
zwischen Gruppen	37,938	2	18,969	0,166
innerhalb	43745,062	382	114,516	
total	43783,000	384		

3. Dominanzmaße:

Quelle der Variation	Quadrat-summe	df	Varianz-schätzung	F
zwischen Gruppen	0,003	2	0,001	0,494
innerhalb	1,073	382	0,003	
total	1,076	384		

Den Ergebnissen der durchgeführten Verteilungsanalysen zufolge besteht die Berechtigung, zur Kontrolle der Validität des Tests Hand-Tapping die Gesamtstichprobe (n = 288) des zweiten Analysenabschnitts heranzuziehen. Die Verteilungen der Leistungs- und Dominanzmaße dieser Stichprobe sind im Anhang (Abb. 51 - 53, S. A 58 - A 60) dargestellt. Der Anhang mit den Abbildungen 54 - 56 (S. A 61 - A 63) zeigt entsprechende Verteilungen nach der Zusammenfassung aller untersuchten Mädchen des ersten und zweiten Analysenabschnitts (n = 385).

Die Kennwerte der im Anhang (S. A 58 - A 60/A 61 - A 63) dargestellten Verteilungen sind in den Tabellen 15 und 16 aufgeführt. Die Normalverteilungshypothese kann den durchgeführten Analysen zufolge in jedem einzelnen Fall beibehalten werden.

Tabelle 15: Verteilungskennwerte der Rechtsleistungs-, Linksleistungs- und Dominanzmaße im Test Hand-Tapping (zusammengefaßte Stichproben des 2. Analysenabschnitts)

	Links-leistungs-maße	Rechts-leistungs-maße	Dominanz-maße
$\bar{x}$	71,85	79,73	0,05
s	9,57	10,29	0,05
Schiefe	-0,14 p=0,89	-0,54 p=0,59	-0,61 p=0,54
Exzeß	0,01 p=0,99	0,05 p=0,96	0,83 p=0,41

Tabelle 16: Verteilungskennwerte der Rechtsleistungs-, Linksleistungs- und Dominanzmaße im Test Hand-Tapping (zusammengefaßte Stichproben des 1. und 2. Analysenabschnittes)

	Links-leistungs-maße	Rechts-leistungs-maße	Dominanz-maße
$\bar{x}$	71,49	79,60	0,05
s	9,71	10,68	0,05
Schiefe	-0,18 p=0,86	-0,57 p=0,57	-0,65 p=0,52
Exzeß	0,30 p=0,76	0,41 p=0,68	0,92 p=0,36

3.2.3. Kontrolle der Kriterienvalidität

Die Konzeption der bisherigen Untersuchungen ging davon aus, ein Händigkeitskriterium zu entwickeln, das primär den motorischen Aspekt der Leistungsüberlegenheit einer Seite erfaßt. Da die Händigkeitsmessungen mit dem Hand-Tapping-Test einerseits eine befriedigende Zuverlässigkeit aufweisen und andererseits einen Linkshänderanteil von 12,5 % aufweisen (sämtliche Probanden mit Skalenwerten < 0 aus der Gesamtstichprobe von n = 385), der gut mit den Schätzungen anderer Untersuchungen hinsichtlich des Anteils der Linkshänder an vergleichbaren Populationen übereinstimmt[+)], haben sie sich zur Erfassung motorischer Handdominanz als günstig herausgestellt.

[+)] STEINGRÜBER & LIENERT 1971: 12 % (Personen im gesamten Skalenbereich der Linkshändigkeit); SCHILLING 1973: etwa 10 % (dieser Anteil aller linksdominanten Personen wurde aus der in Abb. 4 dargestellten Häufigkeitsverteilung geschätzt)

Die von den erwähnten Autoren mitgeteilten Rechtshänder/Linkshänder-Proportionen auf der Händigkeitsskala basieren auf Händigkeitsmessungen mit visuomotorischen Verfahren. Die Übereinstimmung dieser Rechtshänder/Linkshänder-Verhältnisse mit der entsprechenden Rechtshänder/Linkshänder-Verteilung des Hand-Tapping-Tests legt die Vermutung nahe, daß auch die Validierung des neuen Tests an einem Außenkriterium zu denselben Resultaten führt wie entsprechende Untersuchungen zur Validität visuomotorischer Verfahren.

Von einer solchen Übereinstimmung kann jedoch nicht gesprochen werden. Zwar wird bei der Validierung des Tests Hand-Tapping am Lehrerurteil (Benennung linkshändiger Schülerinnen aus einer Stichprobe von n = 244) ein Validitätskoeffizient von $r_{pbis} = 0{,}52$ erreicht; dieser fällt jedoch gegenüber $r_{pbis} = 0{,}77$ (STEINGRÜBER 1971: identisches Außenkriterium) bzw. $r_{pbis} = 0{,}75$ (SCHILLING 1973: Korrelation der Dominanzmaße mit dem Elternurteil über die Händigkeit ihrer Kinder) deutlich ab.

4. DISKUSSION DER UNTERSUCHUNGSERGEBNISSE

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, Verfahren zur Erfassung motorischer Schnelligkeit der oberen Extremitäten zu analysieren und ihre Eignung als Händigkeitskriterium festzustellen, da gekreuzte Dominanzen von Auge und Hand nur mittels motorischer Händigkeitsmessung (ohne Beteiligung des optischen Apparates) eindeutig diagnostizierbar erscheinen. Es besteht Grund zu der Annahme, daß sich bei der Händigkeitsmessung mittels der üblicherweise verwendeten visuomotorischen Verfahren systematische Effekte auf die Dominanzausprägung in Abhängigkeit von bestimmten (Auge/Hand-) Dominanzkonstellationen ergeben. Die Entwicklungsarbeiten zur Erfassung primär motorischer Handdominanz stellen einen ersten Schritt dar festzustellen, ob bei der Händigkeitsmessung mittels visuomotorischer Verfahren eine Konfundierung zweier Dominanzaspekte vorliegt: gekreuzte Dominanz (von Auge und Hand) versus Unilateralität.

Die Ergebnisse dieser Arbeit zeigen, daß Händigkeitsmessungen auf motorischen Dominanzskalen differenziert erfolgen können. Die Variabilität der Händigkeitsmessungen mit dem analysierten und selegierten Hand-Tapping-Test sowohl im Rechtshändigkeits- als auch im Linkshändigkeitsbereich ist ausreichend groß, um auf der Basis der Meßzuverlässigkeit eindeutige Händigkeitsdiagnosen stellen zu können. Mit Hilfe der berechneten Konfidenzintervalle für die Messungen mit dem Hand-Tapping-Test kann somit Konfundierungen der Fragestellungen Rechtshändigkeit versus Ambilateralität versus Linkshändigkeit (vgl. 1.3.) wirksam entgegengetreten werden.

Aus den Testanalysen geht hervor, daß sich im Vergleich zu der Messung visuomotorischer Händigkeit vergleichbarer Untersuchungsgruppen (STEINGRÜBER 1968; SCHILLING 1973 mit empirisch abgesicherten Testkonstruktionsdaten) bei der motorischen Händigkeitsmessung dieser Arbeit keine Nullpunktverschiebungen (vgl. 1.3.) ergeben, d. h., die Abstände der Skalennullpunkte (Beidhändigkeitspunkte der Funktionsgleichheit beider Hände) von den Verteilungsmittelwerten sind (in z-Wert-Einheiten ausgedrückt) bei visuomotorischer und motorischer Händigkeitsmessung nahezu identisch; die Rechtshänder-Linkshänder-Proportionen unterscheiden sich folglich kaum.

Bemerkenswert ist allerdings, daß die Variabilität und durchschnittliche Ausprägung der motorischen Dominanzmessungen dieser Arbeit im Vergleich zu der visuomotorischen Händigkeitsskalierung der genannten Autoren geringer ausfällt. Als Erklärungsmöglichkeit für diesen Befund kämen visuelle Kontroll- bzw. visuomotorische feed-back-Mechanismen in Betracht, die die Händigkeit im Sinne der Höherdifferenzierungshypothese (vgl. 1.3.) in ausgeprägterer Form in Erscheinung treten lassen.

Die Untersuchungsansätze, die die Höherdifferenzierungshypothese experimentell angehen (v. a. STEINGRÜBER 1975) gehen davon aus, daß sich der Mittelwert von Händigkeitsverteilungen mit sinkendem Schwierigkeitsgrad der Dominanzprüfungen dem Skalennullpunkt (Beidhändigkeitspunkt) nähert und daß mit dieser Mittelwertverschiebung kontinuierlich eine Variabilitätseinengung der Händigkeitsverteilung einhergeht.

Die Experimentalbefunde der diesbezüglich durchgeführten Schwierigkeitsanalysen (STEINGRÜBER analysierte drei Komplexitätsgrade ein und desselben Händigkeitskriteriums) stehen im wesentlichen im Einklang mit den Skalierungsergebnissen dieser Arbeit. Da man mit einiger Sicherheit voraussetzen darf, daß die Durchführung motorischer Händigkeitstests der beschriebenen Form von der Art der geprüften Funktionen her weniger komplexe und auch weniger schwierige Leistungen erfordert als das Bearbeiten visuomotorischer Verfahren des Komplexitätsgrades I der STEINGRÜBER-Analysen (Punktieren kleiner Kreise und Quadrate, die in unterschiedlichen Entfernungen und Richtungen angeordnet sind), verwundert es nicht, daß die Aufgaben dieser Arbeit skalierungsmäßig die gleiche Tendenz aufweisen wie die weniger komplexen Aufgabenformen der zitierten Untersuchung:

- Im Vergleich zur komplexen Händigkeitsskalierung hohen Schwierigkeitsgrades fällt die durchschnittliche Händigkeitsausprägung bei leichteren Aufgaben geringer aus.

- Mit der Verschiebung des Verteilungsmittelwertes auf den Skalennullpunkt (Beidhändigkeitspunkt) zu geht eine Variabilitätseinengung auf der Händigkeitsskala einher.

- Diese Variabilitätseinengung ist sowohl im Rechtshändigkeits- als auch im Linkshändigkeitsbereich zu verzeichnen, d. h. sowohl der rechte als auch der linke Verteilungsast verringert seinen Abstand zum Skalennullpunkt; die extremen Ausprägungsgrade der komplexen Händigkeitsmessung werden nicht mehr erreicht.

Zusätzliche Befunde der beschriebenen Schwierigkeitsanalysen lassen auf den ersten Blick vermuten, daß bei sehr leichten Aufgaben eine reliable Händigkeitsmessung nicht mehr möglich ist, daß die Händigkeitsverteilung, wenn ein bestimmter Schwierigkeitsgrad der Dominanzprüfungen unterschritten wird, eine Zufallsverteilung (also mit der Reliabilität 0) um den Skalennullpunkt (Beidhändigkeit) annimmt. STEINGRÜBER fand heraus: mit der Verschiebung des Verteilungsmittelwertes auf den Skalennullpunkt zu und der damit einhergehenden Variabilitätseinengung gegenüber schwierigen Aufgaben findet bei den leichteren eine Verschiebung der Rechtshänder-Linkshänder-Proportionen, also eine Nullpunktverschiebung statt, d. h., bei den leichteren Aufgaben werden mehr Linkshänder selegiert. Es läßt sich außerdem demonstrieren, daß die Händigkeitsskalierung mit den leichteren Aufgaben weniger reliabel ausfällt als diejenige mit den schwierigeren Dominanzprüfungen.

Diese Befunde lassen sich für Untersuchungsansätze, bei denen verschiedene Schwierigkeitsgrade ein und desselben Händigkeitskriteriums analysiert werden, als erwartungsgemäß bezeichnen, d. h. von der Experimentalmethodik her erklären. Man darf voraussetzen, daß die absolute Meßfehlervariation bei den leichteren Aufgabenformen ein und desselben Händigkeitstests in etwa gleicher Größenordnung ist wie diejenige bei den schwierigen Aufgabengraden. STEINGRÜBER (1972): aus Tabelle 5 läßt sich für die schwierigeren Aufgabengrade ein Standardmeßfehler von 17 Punkten, für die leichte Aufgabe ein solcher von 15 Punkten berechnen. Das bedeutet, daß die Variabilitätseingengung bei leichteren Händigkeitsprüfungen, die

im Sinne der Höherdifferenzierungshypothese vonstatten geht, deren niedriger ausfallenden Reliabilitätskoeffizienten bedingt. Die niedriger ausfallende Reliabilität bedeutet allerdings, daß bei leichteren Aufgaben ein und desselben Händigkeitskriteriums eine im Verhältnis zur Meßwertespannweite größere Meßfehlervariation stattfindet, aus der sich Nullpunktverschiebungen ergeben: bei leichteren Aufgaben werden mehr Linkshänder selegiert als bei schwierigeren Tests desselben Kriteriums, und zwar umso mehr, je näher der Verteilungsmittelwert (wiederum im Sinne der Höherdifferenzierungshypothese) auf den Beidhändigkeitspunkt (Skalennullpunkt) zurückt.

Der vorausgegangenen Diskussion zufolge kommen unterschiedliche Aufgabenschwierigkeitsgrade an sich als Einflußgröße auf die bei der Händigkeitsmessung auftretenden Nullpunktverschiebungen nicht in Betracht. Aus den diskutierten Sachverhalten lassen sich jedoch Konsequenzen für die Testkonstruktion ableiten. So läßt sich herausstellen, daß, wenn Händigkeit mit einem bestimmten Verfahren gemessen werden soll, ein möglichst hoher Schwierigkeits- oder Komplexitätsgrad am ehesten dazu geeignet ist, reliable Messungen zu gewährleisten. Sollte sich, wie im Fall der Zielsetzung dieser Arbeit, die Notwendigkeit ergeben, wenig komplexe Rechts-Links-Leistungsfunktionen zur Händigkeitsdiagnostik heranzuziehen, so muß bei der Aufgabenkonstruktion von vornherein davon ausgegangen werden, daß nur äußerste Sorgfalt bei der Planung der Meßregistrierung (z. B. elektronisch versus Stoppuhr) oder der Testgabebedingungen (z. B. Einzeltest versus Gruppentest) reliable Messungen sicherstellen kann. Daß Händigkeitsmessung

mittels weniger komplexer Rechts/Linksleistungsprüfungen reliabel erfolgen kann, beweisen die Untersuchungsbefunde dieser Arbeit.

Eine im Zusammenhang mit den unterschiedlichen Rechtshänder-Linkshänder-Anteilen verschiedener Testverfahren gestellte Frage, die in dieser Arbeit explizit experimentell angegangen wurde, betrifft den möglicherweise vorhandenen Einfluß des Testbeginns (rechte Hand/linke Hand) auf die Händigkeitsverteilung. Der Überprüfung dieser Frage kam wegen der Variabilitäts- und Ausprägungsverringerung motorischer Dominanzmessungen besondere Bedeutung zu. Sollten sich nämlich Transfereffekte von der Rechtsleistung auf die Linksleistung (oder umgekehrt) als wirksam und damit auch als Einflußgröße auf die Lokalisation der Händigkeitsverteilung erweisen, so würde das bei einer Verteilung geringer Variabilität bedeuten, daß bei einem erheblichen Teil von Probanden mit schwach ausgeprägter Händigkeit Klassifikationsprobleme (Rechtshändigkeit/Linkshändigkeit) auftreten. Den diesbezüglich durchgeführten Analysen zufolge ergeben sich jedoch für das neuentwickelte Händigkeitskriterium Hand-Tapping keinerlei Hinweise auf Transfereffekte: sämtliche Verteilungen erweisen sich beim Vergleich der beiden Testgabebedingungen (Testbeginn rechte Hand/Testbeginn linke Hand) als nahezu identisch. Die einmalige einseitige Testdurchführung kurzer Dauer hat im Gegensatz zum systematischen Training einer Seite über längere Zeiträume (vgl. 1.3.) offensichtlich keinen Einfluß auf die Leistungshöhe der anderen Seite und die Lokalisation der Dominanzwerteverteilung.

Klassifikationsprobleme individueller Händigkeit könnten - wie vermutet wurde (vgl. 1.2.) - auch in einem

anderen Zusammenhang auftreten. Die in der Händigkeitsforschung übliche Skalierungsmethode bzw. die Methode der Dominanzbestimmung aus den Rechts- und Linkseinzelmessungen, bei der die Differenz der beiden Meßwerte (rechte Hand R minus linke Hand L) auf die Gesamtleistung beider Hände (rechte Hand R plus linke Hand L) bezogen wird, also zwei Zufallsvariablen ins Verhältnis gesetzt werden, impliziert die Möglichkeit, daß die Meßfehlervariation der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ in Abhängigkeit vom jeweiligen Betrag der beiden ins Verhältnis gesetzten Größen (R - L) und (R + L) steht. Die experimentelle Überprüfung dieser Hypothese (vgl. 2.2.6.) gab jedoch für die Dominanzmessungen des Hand-Tapping-Tests keinen Anlaß, von der in der Testkonstruktion üblichen Bestimmung von Konfidenzintervallen (u. a. LIENERT 1967) abzugehen und eine neue Methodik zu entwickeln.

Die Außenvalidierung des neuentwickelten Händigkeitstests Hand-Tapping wurde am Lehrerurteil über die Händigkeit (Rechts-/Linkshändigkeit) der untersuchten Schülerinnen vorgenommen. Die Entscheidung, das komplexe Kriterium der Lehrerbeurteilung zur Validierung heranzuziehen, fiel aus Gründen der Vergleichbarkeit mit Validierungsbefunden visuomotorischer Händigkeitsverfahren (STEINGRÜBER 1971: identisches Außenkriterium; SCHILLING 1973: Korrelation der visuomotorischen Dominanzmaße mit dem Elternurteil über die Händigkeit der untersuchten Kinder). Solche Vergleiche können der Hypothesenbildung über den Zusammenhang zwischen motorischer und visuomotorischer Händigkeit dienlich sein.

Wie die Validitätsstudien zeigen, fällt die Korrelation zwischen motorischen Dominanzmaßen und der kom-

plexen Händigkeitsbeurteilung seitens der Schullehrer deutlich geringer aus als diejenige visuomotorischer Verfahren mit identischen bzw. ähnlichen Validitätskriterien. Reliabilitätsunterschiede zwischen den jeweils verwendeten Händigkeitstests dürften - wie ein Vergleich zeigt - als Erklärungsmöglichkeit für diesen Validierungsbefund nicht in Betracht kommen: Hand-Tapping-Test: r_{tt} = 0,84; Hand-Dominanz-Test (STEINGRÜBER & LIENERT 1971): r_{tt} = 0,80; Leistungs-Dominanz-Test (SCHILLING 1973): r_{tt} = 0,92.

Erklärbar wird der vorliegende Validierungsbefund, wenn von der Annahme ausgegangen wird, daß es sich bei der Messung motorischer Handdominanz gegenüber einer solchen visuomotorischer Verfahren um eine Engerfassung bzw. operationale Einengung des Phänomens Händigkeit handelt. Die Einengung des Aussagecharakters auf den motorischen Händigkeitsaspekt könnte eine hohe Korrelation mit der wahrscheinlich mehrdimensionalen Händigkeitseinschätzung seitens der Lehrer verhindern.

Es wäre denkbar, daß die operationale bzw. varianzmäßige Eingengung des Phänomens Händigkeit bei motorischen gegenüber visuomotorischen Dominanzmessungen hauptsächlich auf die Ausschaltung der visuellen Dominanzkomponente zurückzuführen ist. Als Untersuchungsansatz zur Überprüfung dieser Hypothese kommen Interkorrelationsanalysen (Faktorenanalysen) von visuomotorischen, motorischen und visuellen Dominanzkriterien in Betracht. In diesem Zusammenhang sollte aus diskutierten Gründen (vgl. 1.4.) ein differentieller Aspekt

Beachtung finden. Bei der Frage interindividueller Positionsverschiebungen zwischen motorischen und visuomotorischen Händigkeitsskalen könnten sich systematische Verschiebungseffekte in Abhängigkeit von bestimmten (Auge-Hand) Dominanzkonstellationen ergeben. Es sollte deshalb überprüft werden, ob sich Individuen, die sich aufgrund ihrer visuellen und motorischen Dominanzbestimmung als gekreuzt dominant erweisen, gegenüber unilateral dominanten bezüglich ihrer Verschiebungsmodalitäten unterscheiden.

Ziel des zweiten Untersuchungsteils der vorliegenden Arbeit war es u. a. auch, einige der Analysenbefunde des Tests Hand-Tapping aus dem ersten Experimentalabschnitt an einer größeren Stichprobe weiter abzusichern. Die diesbezüglich durchgeführten Verteilungsanalysen und -vergleiche über die insgesamt drei Untersuchungsgruppen des ersten und zweiten Untersuchungsabschnitts geben weder bei den Leistungs- noch bei den Dominanzmeßwerten Anlaß zur Ablehnung der Nullhypothese $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ bzw. $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$; demzufolge können die Verteilungsbefunde als auf einer großen Stichprobe (n = 385) basierend angesehen werden.

5. ZUSAMMENFASSUNG

Die Arbeiten, die zur klinischen, pädagogischen oder arbeitspsychologischen Bedeutung der Händigkeit vorliegen, sind zahlreich; die Untersuchungsbefunde widersprechen sich jedoch in der Regel. Die Gründe hierfür dürften in verschiedenartigen, kaum vergleichbaren Experimentalbedingungen zu suchen sein: in Unzulänglichkeiten der Händigkeitsmessung, verschiedenen Stichprobenzusammensetzungen und in der Konfundierung mehrerer Fragestellungen.

Für eine vergleichbare, systematisch aufgebaute Händigkeitsforschung ist es zunächst unumgänglich, Händigkeitskriterien zu konstruieren, die es ermöglichen, entlang einer Skala verschiedene Händigkeitsgrade zuverlässig zu unterscheiden. Der Versuch, Händigkeitsverfahren zu entwickeln, die den Qualitätsansprüchen genügen, die an die Konstruktion von Leistungstests gestellt werden, ist bisher nur vereinzelt unternommen worden.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, ein zuverlässiges Händigkeitskriterium mit psychometrisch bekannten Eigenschaften zu entwickeln. Dieses Kriterium sollte aus diskutierten Gründen dem Bereich der Leistungsdominanzverfahren entstammen: die Erfassung von Leistungsdominanz ist weniger durch Bewertungen und Erwartungen beeinflußt (negative Bewertung der Linkshändigkeit) als die Erfassung von Präferenzdominanz; Leistungsdominanzkriterien zeigen sich hinsichtlich der Differenzierung verschiedener Händigkeitsgrade den Präferenzdominanz-Kriterien überlegen. Wesentlicher Testkonstruktionsaspekt war jedoch, Händigkeit primär motorisch (ohne optische Beteiligung an den geforderten Leistungen) und nicht wie allgemein üblich mittels visuomotorischer Aufgaben zu messen.

Dieser Ansatz erfährt seine Begründung in der Annahme, daß bei der Messung visuomotorischer Dominanz möglicherweise zwei Fragestellungen konfundiert sind, die im Sinne einer vergleichbaren Forschungsarbeit zu trennen sind: Händigkeitsskalierung bei Individuen mit gekreuzter Dominanz von Auge und Hand versus Händigkeitsskalierung bei unilateral dominanten Individuen. Voraussetzung für derartige Untersuchungen ist die Existenz von motorischen Händigkeitsmaßen, mit denen Händigkeit unabhängig von der Äugigkeit festgestellt werden kann.

Deshalb wurde im Rahmen dieser Arbeit in mehreren Untersuchungsschritten ein motorisches Händigkeitsverfahren (ein Tapping-Test zur Messung der Klopfgeschwindigkeit der Hände) als Individual-Test entwickelt, das eine differenzierte Unterscheidung verschiedener Händigkeitsausprägungen ermöglicht. Das neue Testverfahren erwies sich als ökonomisch und leicht durchführbar. Untersucht wurde eine Stichprobe von 8;5 bis 9;1-jährigen Grundschülerinnen (n = 385).

Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen visuomotorischer und motorischer Händigkeit konnten in den Versuchsplänen dieser Arbeit keine Berücksichtigung finden. Im Rahmen der Validitätsstudien zum neuentwickelten Händigkeitstest ließen sich diesbezüglich jedoch Hypothesen ableiten.

Im Zusammenhang mit der Klassifikationsproblematik (Rechtshändigkeit/Linkshändigkeit) bei Verteilungsverschiebungen auf der Händigkeitsskala (in der Literatur werden je nach verwendetem Verfahren sehr unterschiedliche Rechts-Linkshänder-Proportionen mitgeteilt) wurde untersucht, ob evtl. Transfereffekte von der Rechts-

leistung auf die Linksleistung (oder umgekehrt) eine Einflußgröße auf die Lokalisation von Händigkeitsverteilungen darstellen.

Aus den diesbezüglichen Analysen mit dem neuentwickelten Händigkeitskriterium (Verteilungsvergleiche zweier Gruppen mit umgekehrter Rechts/Links-Reihenfolge der Testbearbeitung) ergaben sich keinerlei Hinweise, Transfereffekten einen Einfluß auf die Lokalisation von Händigkeitsverteilungen zuzuschreiben.

Schließlich wurde überprüft, ob bei der Relativierung von zwei Zufallsvariablen die Bestimmung von Konfidenzintervallen über den Standardmeßfehler gerechtfertigt ist. Bei der in der Händigkeitsforschung üblicherweise verwendeten Methode $\frac{R - L}{R + L}$ zur quantitativen Dominanzbestimmung wird die Differenz der beiden Leistungswerte der rechten und der linken Hand (R - L) auf die Gesamtleistung beider Hände (R + L) bezogen. Die Überprüfung dieser Frage für den in dieser Arbeit entwickelten Händigkeitstest ergab, daß kein Anlaß besteht, einer anderen als der oben angeführten Methode zur Bestimmung von Meßfehlerintervallen den Vorzug zu geben.

LITERATURVERZEICHNIS

ALBRECHT, D.: Empirische Untersuchungen zum Hand-Dominanz-Test von STEINGRÜBER & LIENERT (1971): Zuverlässigkeit, Gültigkeit und Normierung.
Diplomarbeit im Fach Psychologie an der Gesamthochschule Duisburg, 1975

BAKAN, P., DIBB, G. & REED, P.: Handedness and birth stress.
Neuropsychologia, 1973, 11, 363 - 366

BARNSLEY, R.H. & RABINOVITCH, M.S.: Handedness: Proficiency versus stated preference.
Percept. Mot. Skills, 1970, 30, 343 - 362

BELMONT, L & BIRCH, H.G.: Lateral dominance and right-left awareness in normal children.
Child development, 1963, 34, 257 - 270

BLAU, A.: The master hand.
American Orthopsychiatric Association, Research Monographs, 1946, No. 5

BONIN, G.: Anatomical asymmetries of the cerebral hemispheres. In: MOUNTCASTLE, V.B. (Ed.):
Interhemispheric relations and cerebral dominance.
Baltimore: Johns Hopkins Press, 1962

BUXTON, C.F.: A comparison of preference and motor-learning measures of handedness.
J. Exp. Psychol. 1937, 21, 463 - 469

CAPLAN, P. & KINSBOURNE, M.: Baby drops the rattle: Asymmetry of duration of grasp by infants.
Child Developm., 1976, 47, 532 - 534

CERNACEK, J.: Handedness as a quantitative estimation.
J. Neurol. Sci., 1964, 1, 152 - 159

COOK, T.W.: Studies in cross education.
J. Exp. Psychol., 1934, 17, 749 - 762

COREN, S. & KAPLAN, C.P.: Patterns of ocular dominance.
Am. J. Optom., 1973, 50. 283 - 293

DEARBORN, W.F.: Ocular and manual dominance in dyslexia.
Psychol. Bull., 1931, 28, 704

DUROST, W.N.: The development of a battery of objective group tests of manual laterality with the results of their application to 1300 children.
Genet. Psychol. Monogr., 1934, 16, 225 - 335

FINK, W.H. & BRYNGELSON, B.: Relation of strabismus to right and left sidedness.
Arch. Ophthalmol., 1935, 14, 947 - 956

FLOWERS, K.: Handedness and controlled movement.
Brit. J. Psychol., 1975, 66, 39 - 52

FRIEDLÄNDER, W.J.: Some aspects of eyedness.
Cortex, 1971, 7, 357 - 371

FRITSCH, V.: Links und Rechts in Wissenschaft und Leben.
Stuttgart: Kohlhammer, 1964

GANONG, W.F.: Medizinische Physiologie.
Berlin, Heidelberg, New York: Springer, 1971

GANTER, R.: Über Linkshändigkeit bei epileptischen Schwachsinnigen und Normalen.
Allg. Zschr. f. Psychiatrie und psychisch-gerichtl. Medizin, 1919, 75, 689

GESELL, S. & AMES, L.B.: The development of handedness.
J. Genet. Psychol., 1947, 70, 155 - 175

GIESECKE, M.: The genesis of hand preference.
Monograph of the Society for Research in Child Development, 1936

HARRIS, A.J.: HARRIS Tests of Lateral Dominance. Manual of directions for administration and interpretation.
New York: The Psychological Corporation, 1958

HECAEN, H. & AJURIAGUERRA, J.: Left-Handedness, manual superiority and cerebral dominance.
New York: Grune & Stratton, 1964

HELLEBRANDT, F.A.: Cross education: ipsilateral and contralateral effects of unimanual training.
J. Appl. Physiol., 1951, 4, 136 - 144

HICKS, R.E. & KINSBOURNE, M.: Human handedness: A partial cross-fostering study.
Science, 1976, 192, 908 - 910

HICKS, R.E. & KINSBOURNE, M.: On the genesis of human handedness: A review.
J. of Motor Behavior, 1976, 8, 257 - 266

HILDRETH, G.: A school survey of eye-hand dominance.
J. Appl. Psychol., 1945, 29, 83 - 88

HILDRETH, G.: The development and training of hand dominance.
J. Genet. Psychol., 1949, 75, 197 - 275

JÜRGENS, H.: Die Korrelation von okulärer und manueller Dominanz bei Strabismus concomitans.
Diss. an der Universität Düsseldorf, 1976

KERR, M., MINGAY, R. & ELITHORN, A.: Cerebral dominance in reaction time responses.
Brit. J. Psychol., 1963, 54, 325 - 336

KOCH, H.L.: A study of the nature, measurement and determination of hand preference.
Genet. Psychol. Monogr., 1933, 13, 117 - 221

KRÄMER, M. & SCHÜTZENHUBER, M.: Über den Einfluß der Rechts- und Linkshändigkeit auf die Entwicklung des führenden Auges und des Strabismus concomitans unilateralis.
Zschr. Augenhk., 1925, 57, 322 - 334

KRAMER, J.: Linkshändigkeit.
Solothurn: Antonius, 1961

LEISER-EGGERT, A.: Methodische und statistische Untersuchungen zum Problem der Lateralisation.
Zschr. Exp. u. angew. Psychol., 1954, 3, 239 - 267

LIENERT, G.A.: Testaufbau und Testanalyse.
Weinheim/Bergstraße: Beltz, 1967

LIENERT, G.A. & ORLIK, P.: Prinzipien und Rechentechniken der Faktorenanalyse.
Probleme und Ergebnisse der Psychologie, 1968, 25, 11 - 62

McKINNEY, J.P.: Handedness, eyedness and perceptual stability of the left and right visual fields.
Neuropsychologia, 1967, 5, 339 - 344

McNEMAR, Q.: Psychological Statistics.
New York: Wiley, 1962

NUTZHORN, H.: Untersuchungen zum Rechts-Links-Problem.
Diss. an der TH Braunschweig, 1953

PALMER,R.D.: Development of a differentiated handedness.
Psychol. Bull., 1964, 62, 257 - 272

PALMER, R.D.: Dimensions of differentiations in handedness.
J. Clinical Psychol., 1974, 30, 545 - 552

PEIPER, A.: Die Eigenart der kindlichen Hirntätigkeit.
Leipzig: Thieme, 1956

RENGSTORFF, R.H.: The types and incidence of hand-eye preference and its relationship with certain reading abilities.
Am. J. Optom., 1967, 44, 233 - 238

RÜSSMANN, K.: Untersuchungen zur Standardisierung eines Händigkeitstests.
Diplomarbeit im Fach Psychologie an der Universität Düsseldorf, 1971

SACHS, L.: Statistische Auswertungsmethoden.
Berlin, Heidelberg, New York: Springer, 1972

SCHENK, K.: Theoretische Aspekte der Lateralität und Dominanz. In: EGGERT, D. & KIPHARD, J. (Hrsg.): Die Bedeutung der Motorik für die Entwicklung normaler und behinderter Kinder.
Schorndorf: Hofmann, 1972

SCHENK-DANZINGER, L.: Der Zusammenhang der Legasthenie mit anderen psychischen Faktoren.
Ber. d. 3. Internat. Kongresses f. Heilpädagogik, Wien: Verlag f. Jugend und Volk, 1954

SCHILLING, F.: Zur Methodik der Lateralitätsbestimmung. In: EGGERT, D. & KIPHARD, J. (Hrsg.): Die Bedeutung der Motorik für die Entwicklung normaler und behinderter Kinder.
Schorndorf: Hofmann,1972

SCHILLING, F.: Untersuchungen zur Methodik der differenzierten Lateralitätsbestimmung. In: Bericht über den 3. Europ. Kongreß für Sportpsychol., Schorndorf, 1973

SEASHORE, R.H.: Multiple factorial analysis and fine motor skills.
Am. J. Psychol., 1940, 53, 251 - 259

SOVAK, M.: Pädagogische Probleme der Lateralität.
Berlin: VEB Verlag Volk und Gesundheit, 1968

STEINER, G.: Über die Beziehungen der Epilepsie zur Linkshändigkeit.
Mschr. Psychiatr. Neurol., 1911, 30, 119 - 134

STEINGRÜBER, H.J.: Empirische Untersuchungen zur Erfassung und klinischen Bedeutung der Linkshändigkeit.
Diss. an der Universität Düsseldorf, 1968

STEINGRÜBER, H.J.: Zur Messung der Händigkeit.
Zschr. Exp. u. Angew. Psychol., 1971, 18, 337 - 357

STEINGRÜBER, H.J.: Differentielle und klinische Aspekte der Handdominanz - Experimentalpsychologische Untersuchungen.
Habilitationsschrift an der Universität Düsseldorf, 1972

STEINGRÜBER, H.J.: Handedness as a function of test complexity.
Percept. Mot. Skills, 1975, 40, 263 - 266

STEINGRÜBER, H.J. & LIENERT, G.A.: Hand-Dominanz-Test.
Göttingen: Hogrefe, 1971

STIER, E.: Untersuchungen über Linkshändigkeit und die funktionellen Differenzen der Hirnhälften.
Jena: Fischer, 1911

SUCHENWIRTH, R.: Bedingungen der Händigkeit und ihre Bedeutung für die Klinik der Hemisphärenprozesse.
Nervenarzt, 1969, 40, 509 - 517

SUCHENWIRTH, R.: Aktuelle Untersuchungen zur Frage der Hemisphärendominanz unter besonderer Berücksichtigung der Händigkeit.
Mat. Med. Nordm., 1972, 24, 153 - 165

ULLMANN, J.F.: Psychologie der Lateralität.
Bern: Huber, 1974

WEGENER, H.: Zur Psychologie der Händigkeit.
Prax. Kinderpsychol. und Kinderpsychiatr., 1952, 1, 257 - 265

ANHANG

Tapping-Gerät: auf Stabilisierungsfläche mit dünnem, festem Schaumgummiboden montiert;
Gesamthöhe 3,5 cm

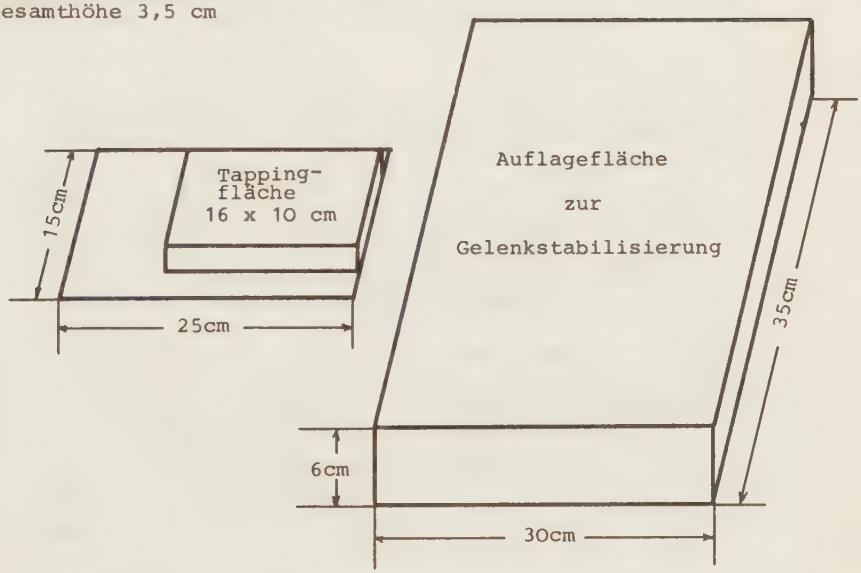

Abb. 1: Abmessungen der Versuchsanordnungen Finger-Tapping, Zeigefinger-Tapping und Hand-Tapping

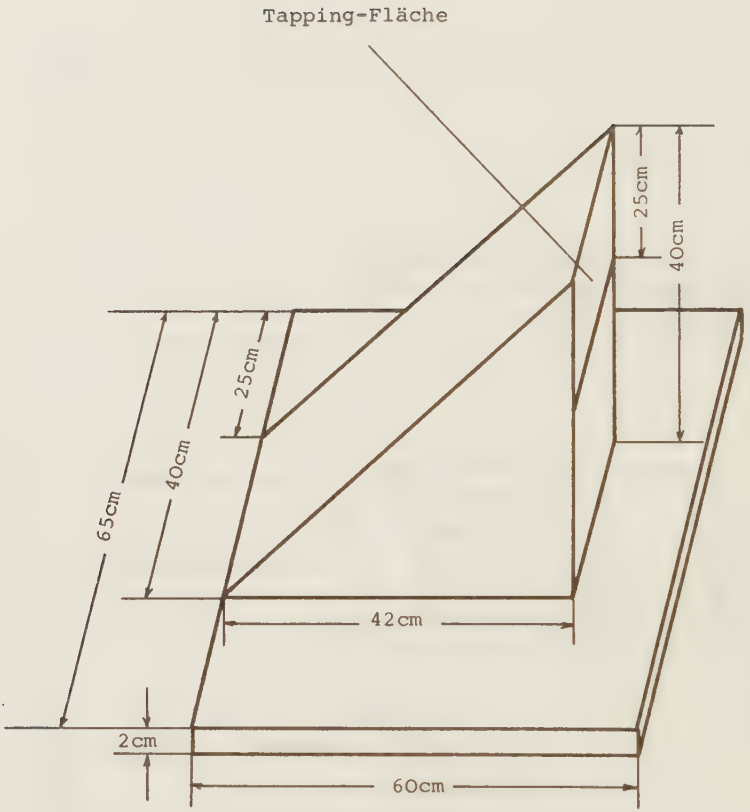

Abb. 2: Abmessungen der Versuchsanordnung Unterarm-Tapping

Allgemeine Instruktion in der Klasse

Nachdem sich der Vl vorgestellt hat (mit dem Hinweis, er käme von der hiesigen Universität):
Wir haben uns die Aufgabe gestellt, einmal zu untersuchen, mit welcher Schnelligkeit Kinder der dritten Klasse einfache Bewegungen mit den Händen ausführen können. Die Aufgaben, die ich einigen von Euch zur Prüfung dieser Schnelligkeit stellen möchte, sind in keiner Weise kompliziert; sie sind so einfach gehalten, daß nicht einmal Anforderungen an die Bewegungsgenauigkeit gestellt werden, wenn Ihr gebeten werdet, dieses oder jenes - z. B. mit den Fingern - so schnell wie möglich zu tun.

Wie ich schon andeutete, kann ich die Aufgaben nicht allen von Euch stellen. Wir haben uns entschieden, die Übungen zunächst ausschließlich mit Mädchen durchzuführen. Die Mädchen wiederum werden auch nicht alle drankommen. Wir haben nur solche Schülerinnen ausgesucht, die ein bestimmtes Alter haben. Dieses Alter liegt etwa zwischen 8;6 und 9;0 Jahren.

Zum Schluß noch folgendes: Die Meßergebnisse, die die Schülerinnen, die ich anschließend herausbitten werde, erzielen werden, dienen ausschließlich wissenschaftlichen Erkundungen, d. h.: weder der Klassenlehrer noch sonst irgendjemand in der Schule oder außerhalb der Schule wird irgendetwas über meine Aufzeichnungen erfahren.

Instruktion zur Testdurchführung

Dies hier sind Apparate, mit denen man die Schnelligkeit von Bewegungen messen kann. Wenn man z. B. [Deutschen] mit dem Finger auf diese Platte klopft, registriert der Apparat, wie schnell hintereinander die Bewegungen ausgeführt werden.

Bei den Aufgaben, die wir durchführen wollen, handelt es sich ausschließlich um solche Klopfbewegungen: zuerst mit den Fingern, dann mit dem Unterarm, als drittes mit der Hand und schließlich mit dem Zeigefinger.

Bei allen Aufgaben wird zuerst mit der linken Hand und dann mit der rechten Hand gearbeitet. Jede Hand hat bei jeder Aufgabe zwei Versuche. Damit Du Dich jeweils mit der Aufgabe vertraut machen kannst, findet vorher immer eine kurze Einübung statt. [Etwa drei bis fünf Klopfbewegungen je Hand und Aufgabe waren erlaubt.] Die Zeiten, die Du zum Klopfen zur Verfügung stehen, sind sehr kurz - nur ein paar Sekunden. Du brauchst also nicht zu befürchten, mit einer Hand während einer Aufgabe zu ermüden. Zudem machen wir nach jedem Versuch eine kurze Pause, während der Du Deine Hand entspannen kannst. Arbeite also bitte von Anfang an so schnell Du kannst. Das gilt für alle Aufgaben. Worauf es also ankommt, ist, jedesmal so schnell wie möglich zu klopfen. [Die Aufforderung, so schnell wie möglich zu klopfen, wurde bei jedem Versuch und bei allen Aufgaben wiederholt.]

Anfangen kannst Du, wenn Du Dich auf die Aufgabe konzentriert hast. Sage mir dann bitte: 'Ich fange jetzt an.' Ich gebe kein Startkommando. Sobald Du mit dem

Klopfen beginnst, gilt die Aufgabe als gestartet. Ich drücke dann auf diesen Knopf, wodurch eine Uhr in Gang gesetzt wird, auf der wie gesagt eine sehr kurze Zeit eingestellt ist. Während die Uhr läuft, wird Deine Klopfgeschwindigkeit gemessen. Nach Ablauf der Zeit sage ich Dir, daß Du aufhören kannst. - Noch Fragen? - Dann können wir mit der ersten Aufgabe beginnen.

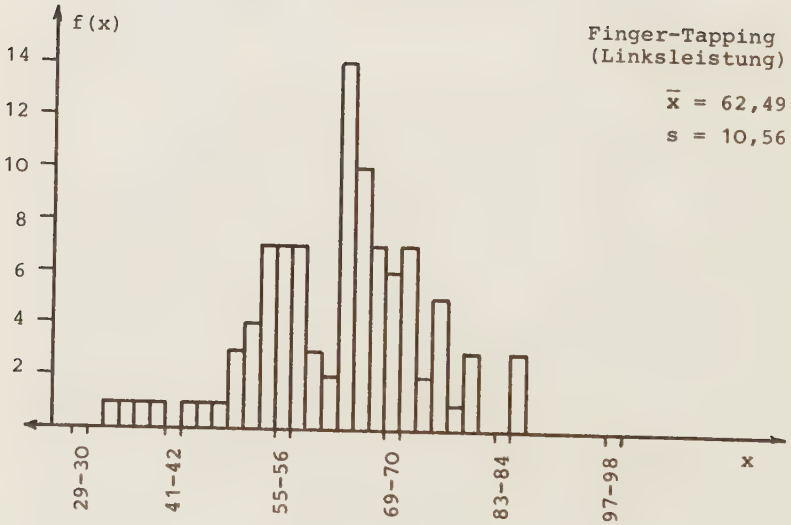

Abb. 3: Verteilung der Linksleistungswerte im Test Finger-Tapping (n = 97)

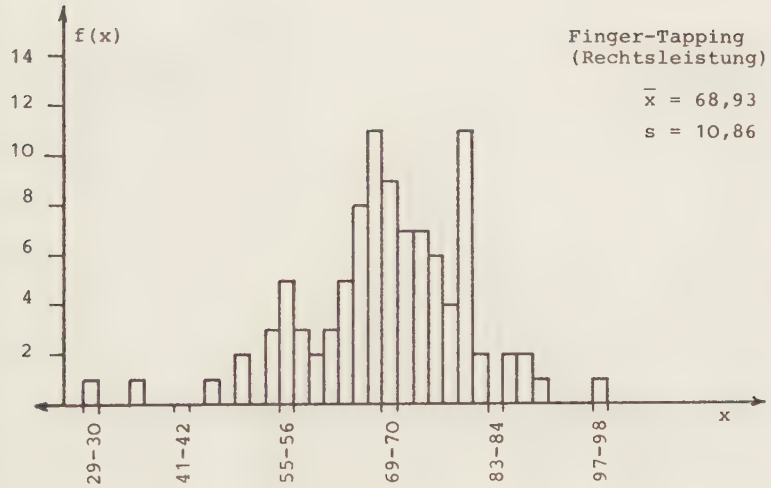

Abb. 4: Verteilung der Rechtsleistungswerte im Test Finger-Tapping (n = 97)

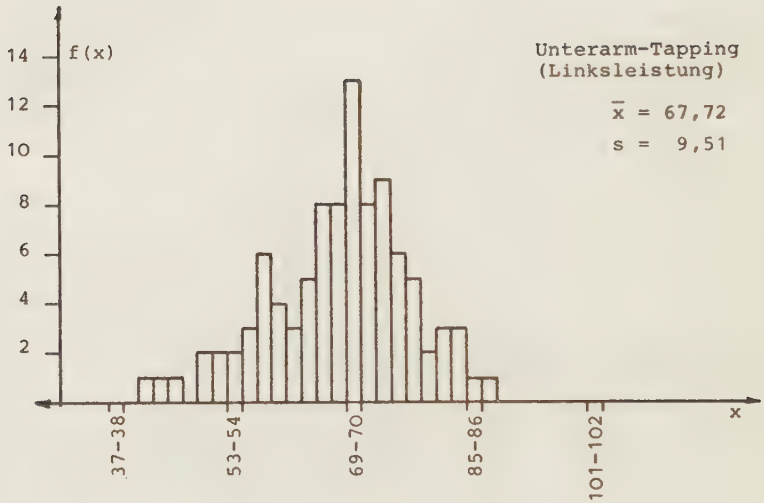

Abb. 5: Verteilung der Linksleistungswerte im Test Unterarm-Tapping (n = 97)

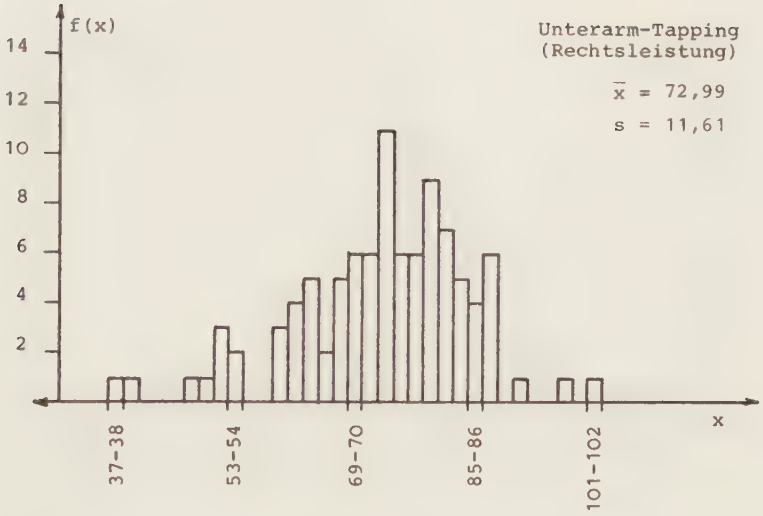

Abb. 6: Verteilung der Rechtsleistungswerte im Test Unterarm-Tapping (n = 97)

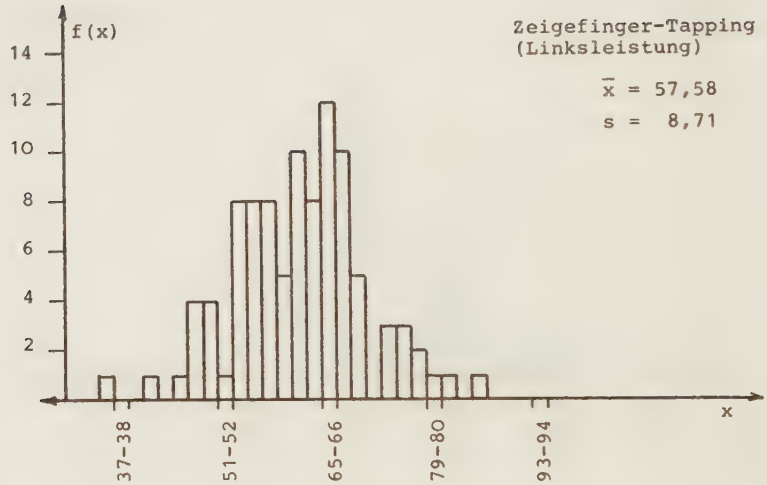

Abb. 9: Verteilung der Linksleistungswerte im Test Zeigefinger-Tapping (n = 97)

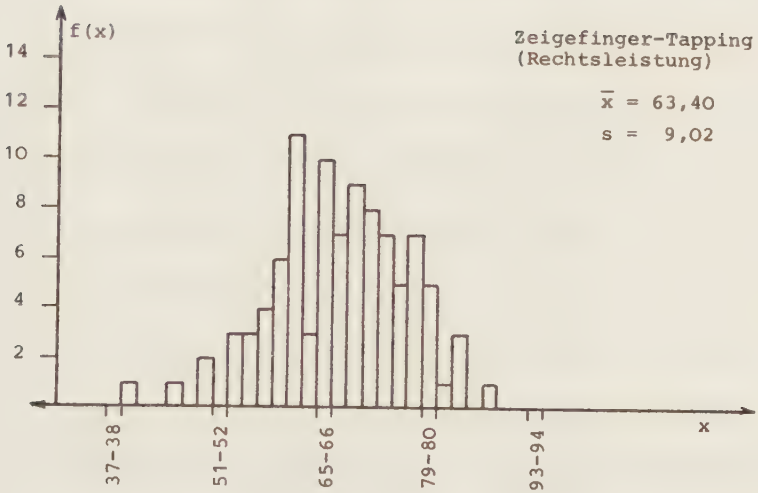

Abb. 10: Verteilung der Rechtsleistungswerte im Test Zeigefinger-Tapping (n = 97)

Erläuterungen zu den Abbildungen 11 - 22 (S. A 15 - A 26)

Die Abbildungen 11 - 22 zeigen bivariate Häufigkeitsverteilungen der Interkorrelationsmatrizen der Rechts- und Linksleistungsmessungen (n = 97):

Abb. 11: Ordinate: Finger-Tapping (Linksleistung)
Abszisse: Unterarm-Tapping (Linksleistung)

Abb. 12: Ordinate: Finger-Tapping (Linksleistung)
Abszisse: Hand-Tapping (Linksleistung)

Abb. 13: Ordinate: Finger-Tapping (Linksleistung)
Abszisse: Zeigefinger-Tapping (Linksleistung)

Abb. 14: Ordinate: Unterarm-Tapping (Linksleistung)
Abszisse: Hand-Tapping (Linksleistung)

Abb. 15: Ordinate: Unterarm-Tapping (Linksleistung)
Abszisse: Zeigefinger-Tapping (Linksleistung)

Abb. 16: Ordinate: Hand-Tapping (Linksleistung)
Abszisse: Zeigefinger-Tapping (Linksleistung)

Abb. 17: Ordinate: Finger-Tapping (Rechtsleistung)
Abszisse: Unterarm-Tapping (Rechtsleistung)

Abb. 18: Ordinate: Finger-Tapping (Rechtsleistung)
Abszisse: Hand-Tapping (Rechtsleistung)

Abb. 19: Ordinate: Finger-Tapping (Rechtsleistung)
Abszisse: Zeigefinger-Tapping (Rechtsleistung)

Abb. 20: Ordinate: Unterarm-Tapping (Rechtsleistung)
Abszisse: Hand-Tapping (Rechtsleistung)

Abb. 21: Ordinate: Unterarm-Tapping (Rechtsleistung)
Abszisse: Zeigefinger-Tapping (Rechtsleistung)

Abb. 22: Ordinate: Hand-Tapping (Rechtsleistung)
Abszisse: Zeigefinger-Tapping (Rechtsleistung)

Die Häufigkeitsverteilungen basieren auf gruppierten Daten: jeweils zwei Meßwerte wurden zu einer Klasse zusammengefaßt. Aus rechentechnischen Gründen wurden bei der Klassenbildung die Originalmeßwerte halbiert und abgerundet. Die 50 bzw. 100 Achseneinheiten wurden vom Programm (SPSS - Version 5.01; vgl. NIE, BENT & HULL 1970) der jeweiligen Spannweite der Meßwerte entsprechend skaliert.

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR009 FINGER - TAPPING: LINKSLEISTUNG (ACROSS) VAR011 UNTERARM - TAPPING: LINKSLEISTUN

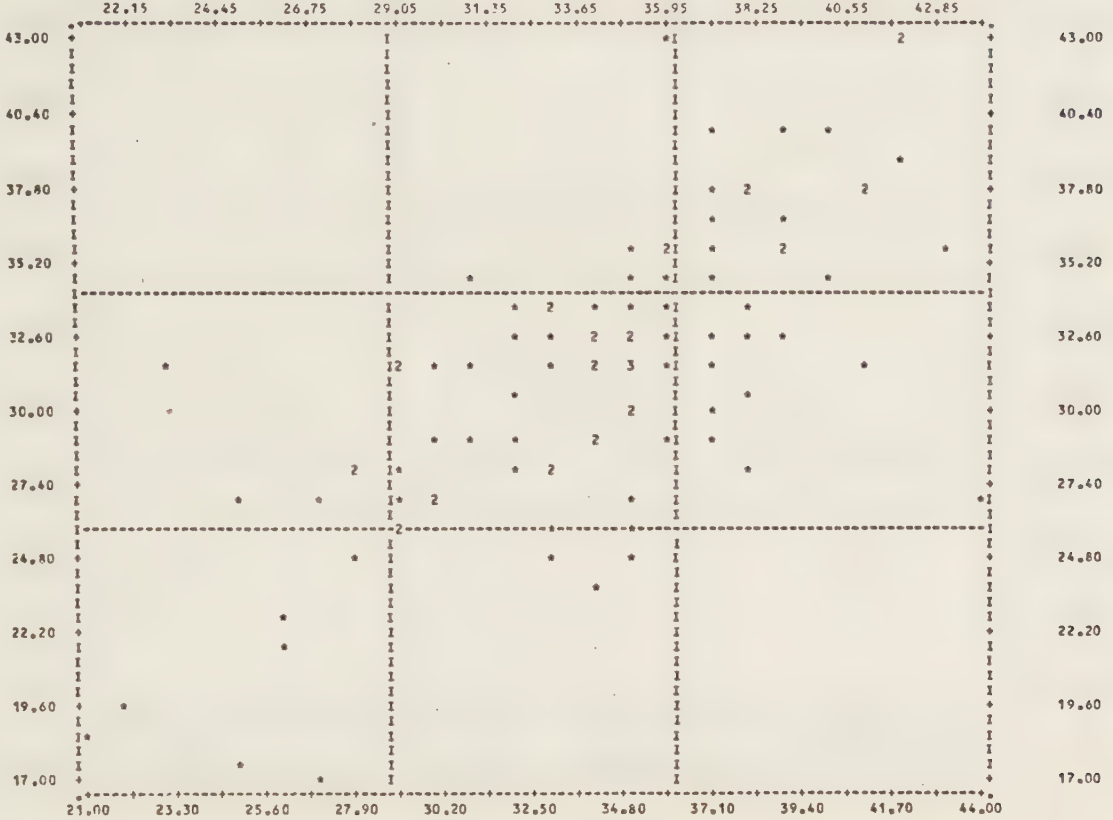

Abb. 11

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR009 FINGER - TAPPING: LINKSLEISTUNG (ACROSS) VAR013 HAND - TAPPING: LINKSLEISTUNG

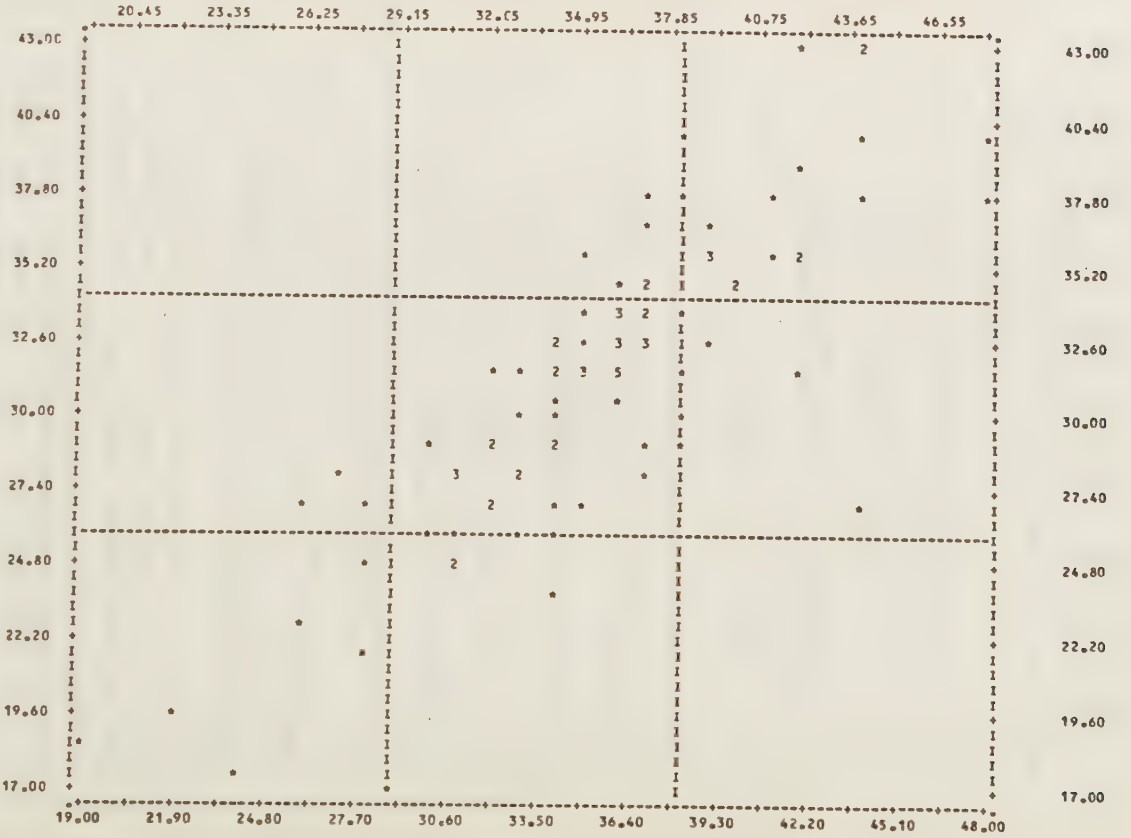

Abb. 12

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR009 FINGER - TAPPING: LINKSLEISTUNG (ACROSS) VAR015 ZEIGEFINGER - TAPPING: LINKSLEIS

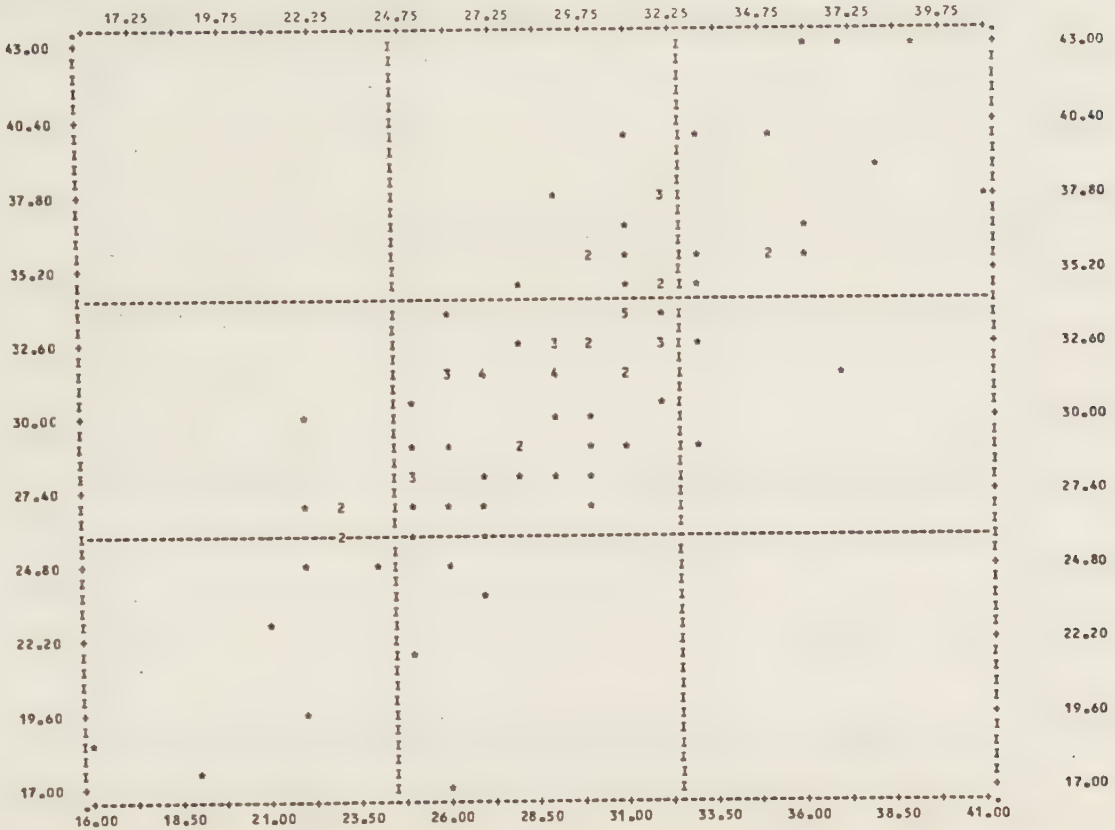

Abb. 13

STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES SPSSH - VERSION 5.01 04/06/76 PAGE 8

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR011 UNTERARM - TAPPING: LINKSLEISTUN (ACROSS) VAR013 HAND - TAPPING: LINKSLEISTUNG

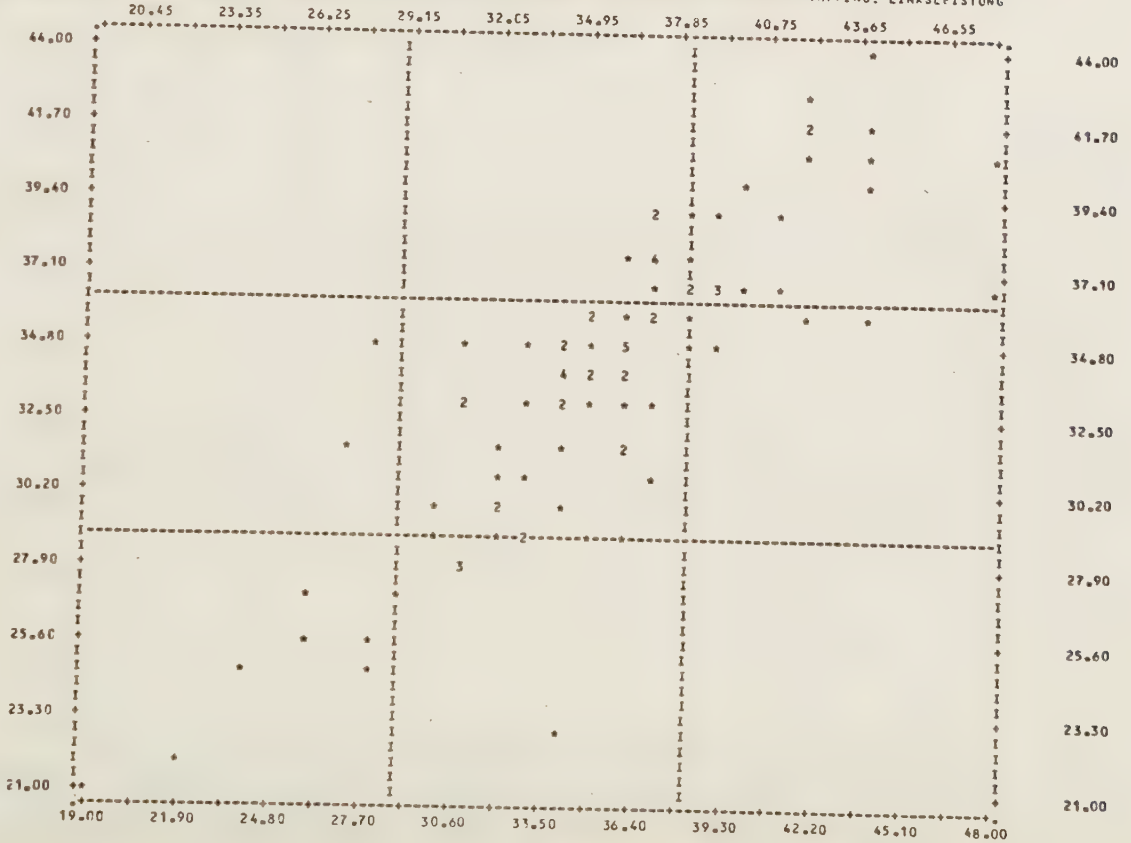

Abb. 14

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR011 UNTERARM - TAPPING: LINKSLEISTUN (ACROSS) VAR015 ZEIGEFINGER - TAPPING: LINKSLEIS

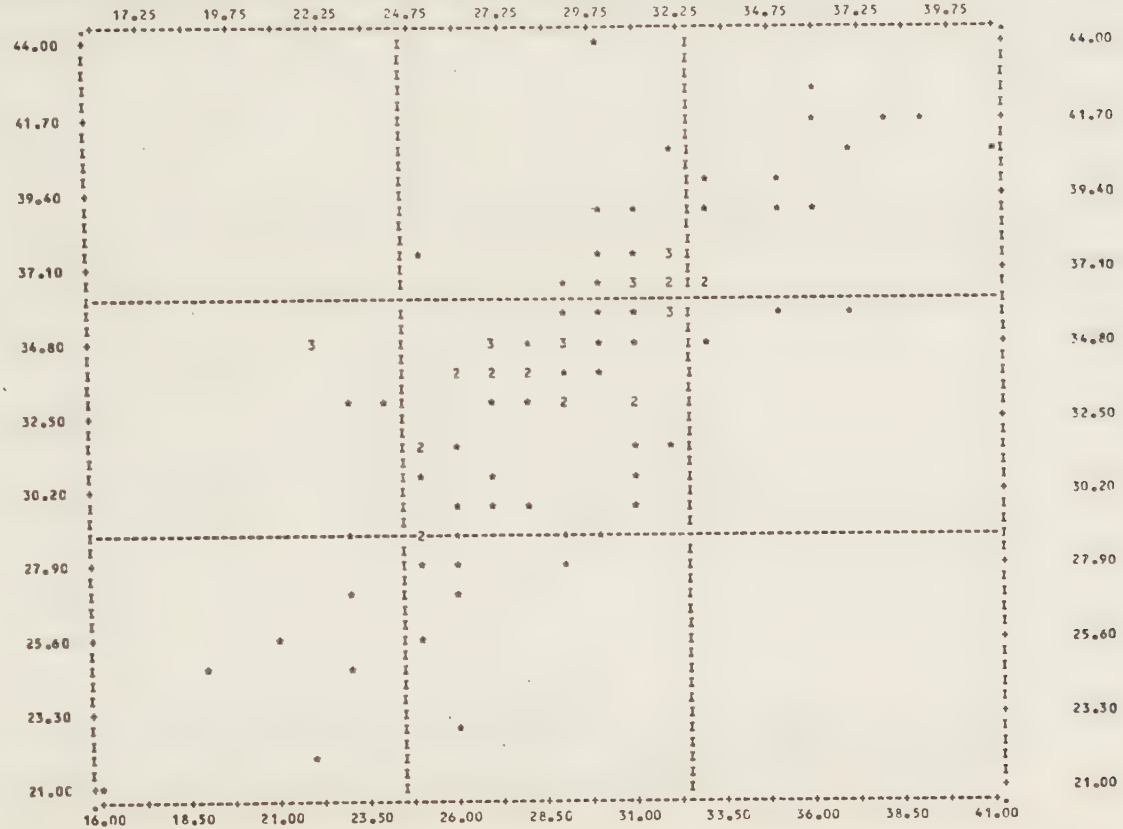

Abb. 15

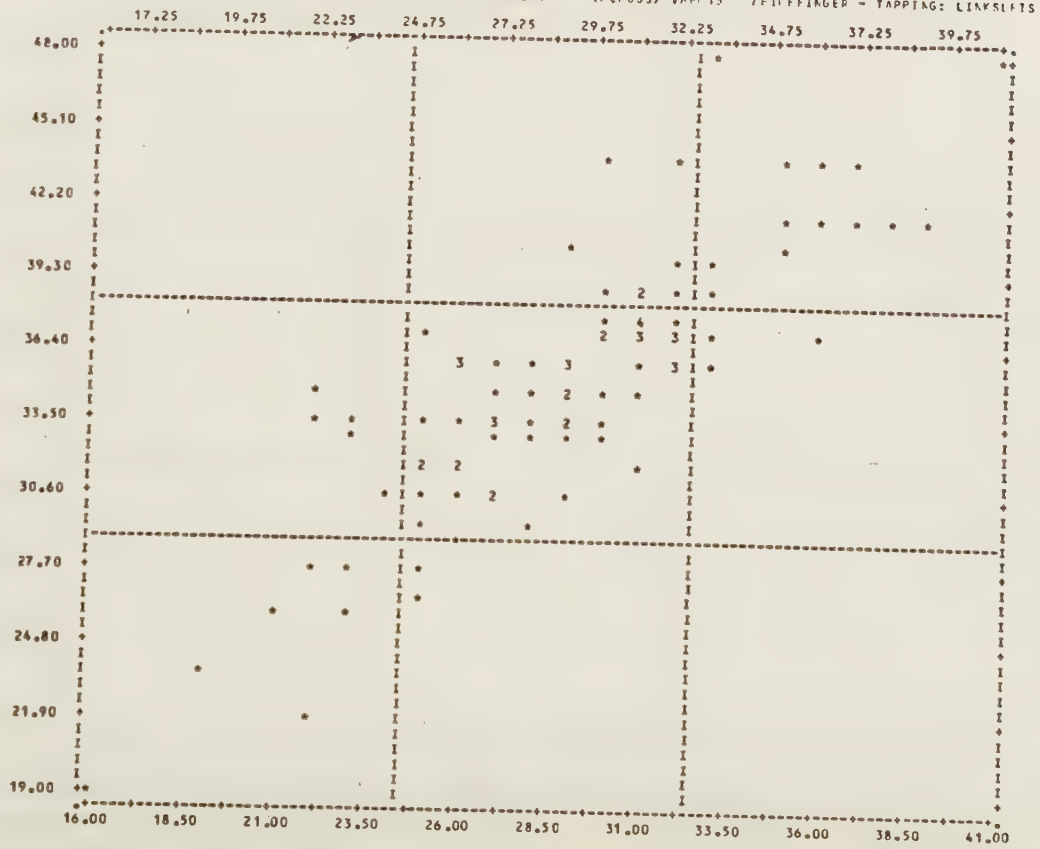
STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES SPSSH - VERSION 5.01
04/06/76
PAGE 12
FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR013 HAND - TAPPING: LINKSLEISTUNG (ACROSS) VAR015 ZEIGEFINGER - TAPPING: LINKSLEIS
17.25 19.75 22.25 24.75 27.25 29.75 32.25 34.75 37.25 39.75
48.00 45.10 42.20 39.30 36.40 33.50 30.60 27.70 24.80 21.90 19.00
16.00 18.50 21.00 23.50 26.00 28.50 31.00 33.50 36.00 38.50 41.00

Abb. 16

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR010 FINGER - TAPPING: RECHTSLEISTUNG (ACROSS) VAR012 UNTERARM - TAPPING: RECHTSLEISTU

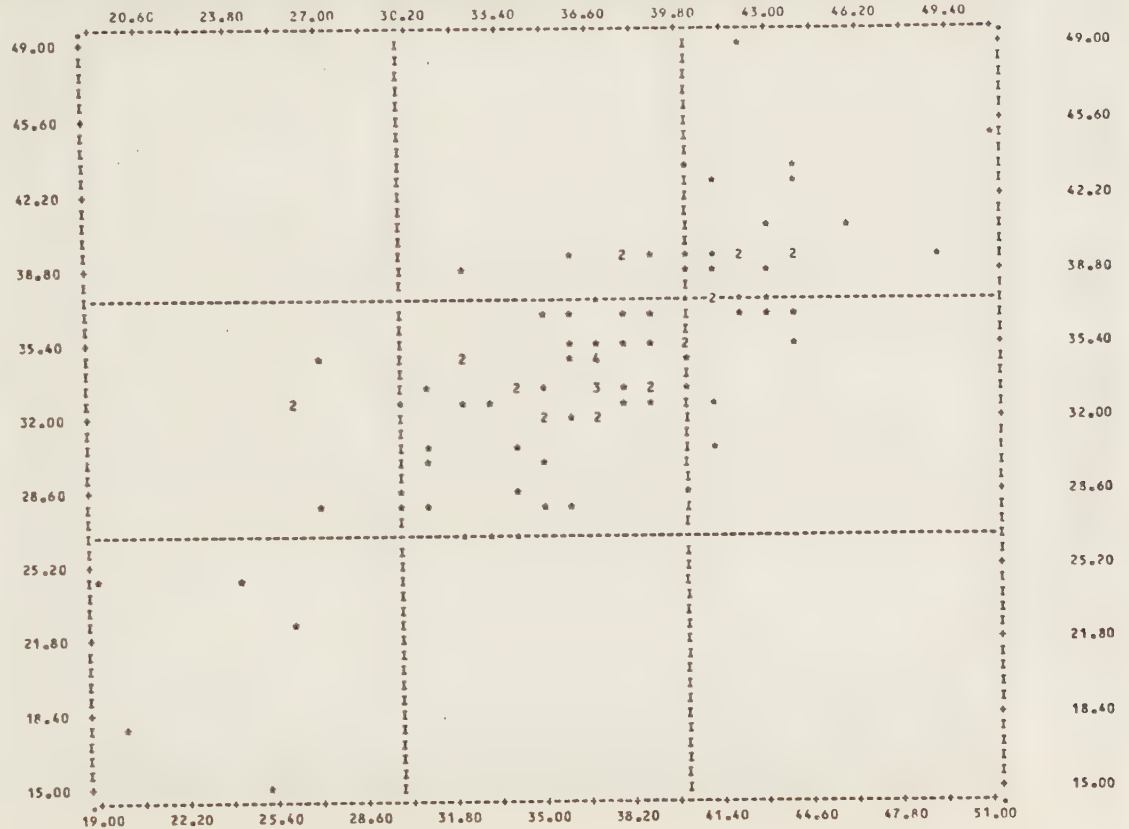

Abb. 17

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;KOMPANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR010 FINGER - TAPPING: RECHTSLEISTUNG (ACROSS) VAR014 HAND - TAPPING: RECHTSLEISTUNG

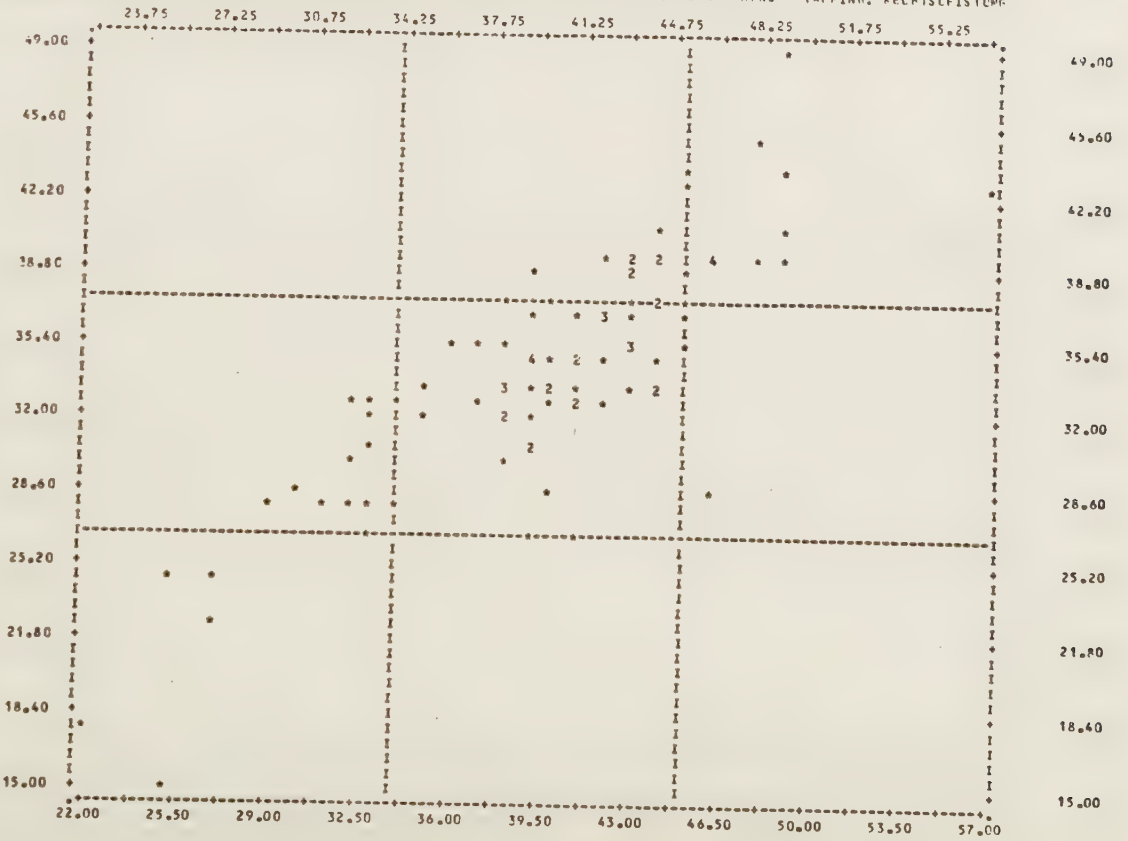

Abb. 18

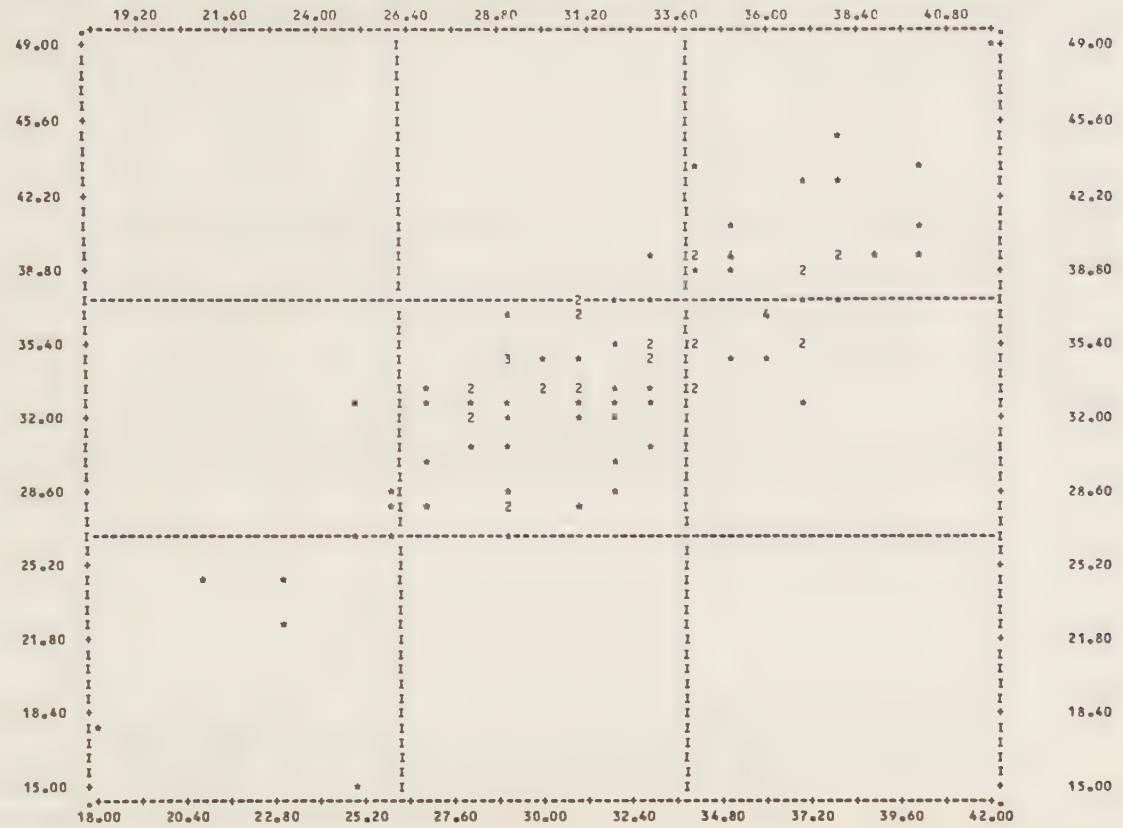
FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUP FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR010 FINGER - TAPPING: RECHTSLEISTUNG (ACROSS) VAR016 ZEIGEFINGER - TAPPING: RECHTSLEI
19.20 21.60 24.00 26.40 28.80 31.20 33.60 36.00 38.40 40.80
49.00
45.60
42.20
38.80
35.40
32.00
28.60
25.20
21.80
18.40
15.00
18.00 20.40 22.80 25.20 27.60 30.00 32.40 34.80 37.20 39.60 42.00

Abb. 19

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR012 UNTERARM - TAPPING: RECHTSLEISTU (ACROSS) VAR014 HAND - TAPPING: RECHTSLEISTUNG

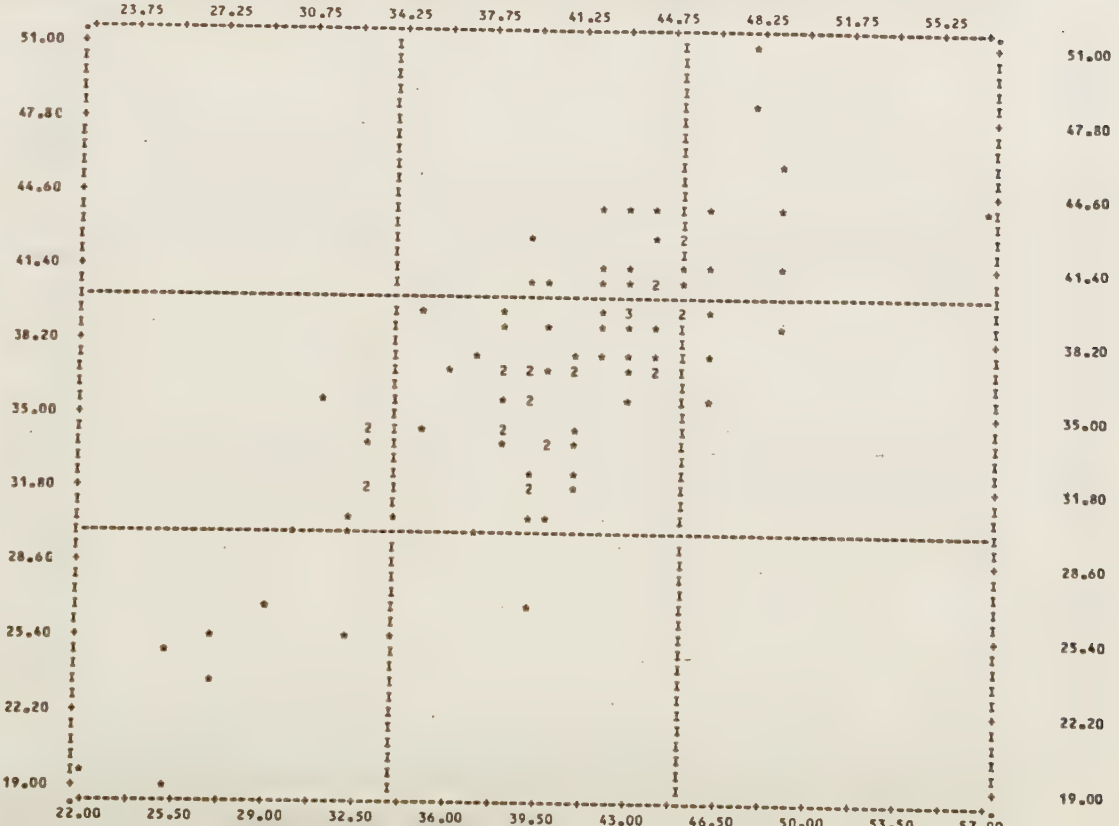

Abb. 20

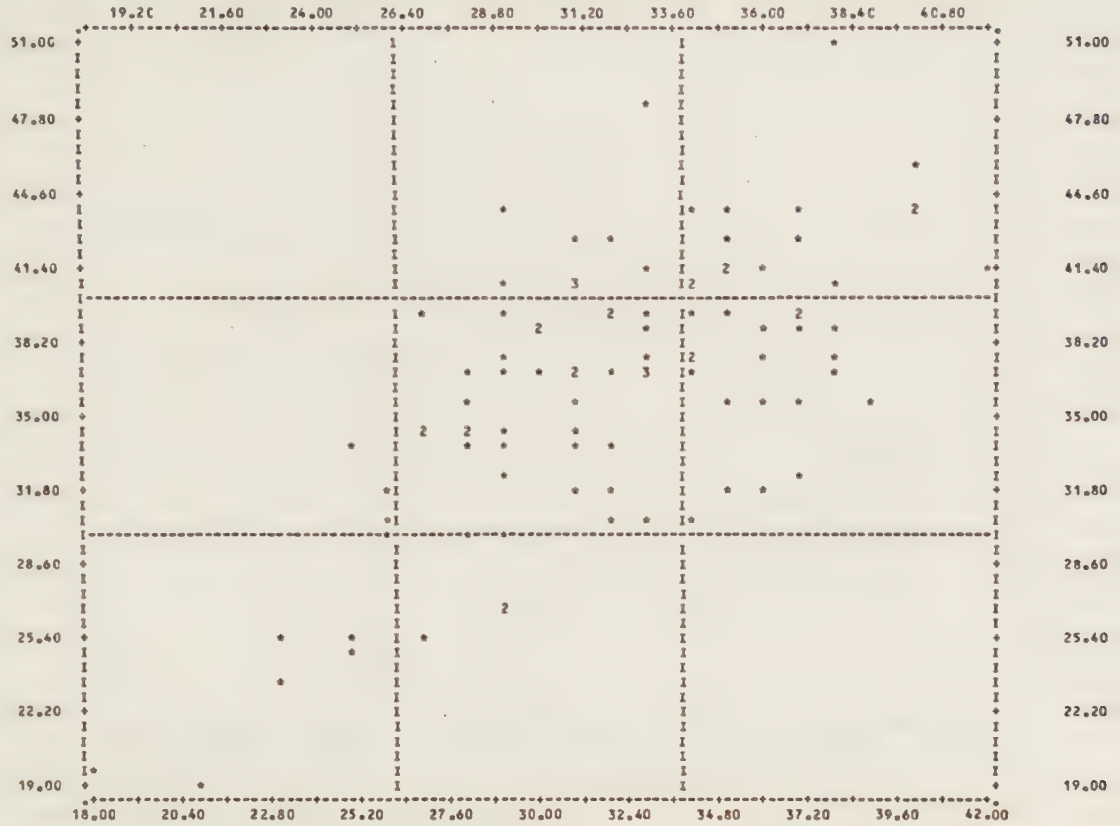
FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR012 UNTERARM - TAPPING: RECHTSLEISTU (ACROSS) VAR016 ZEIGEFINGER - TAPPING: RECHTSLEI
19.20 21.60 24.00 26.40 28.80 31.20 33.60 36.00 38.40 40.80
51.00 47.80 44.60 41.40 38.20 35.00 31.80 28.60 25.40 22.20 19.00
18.00 20.40 22.80 25.20 27.60 30.00 32.40 34.80 37.20 39.60 42.00

Abb. 21

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR014 HAND - TAPPING: RECHTSLEISTUNG (ACROSS) VAR016 ZEIGEFINGER - TAPPING: RECHTSLEI

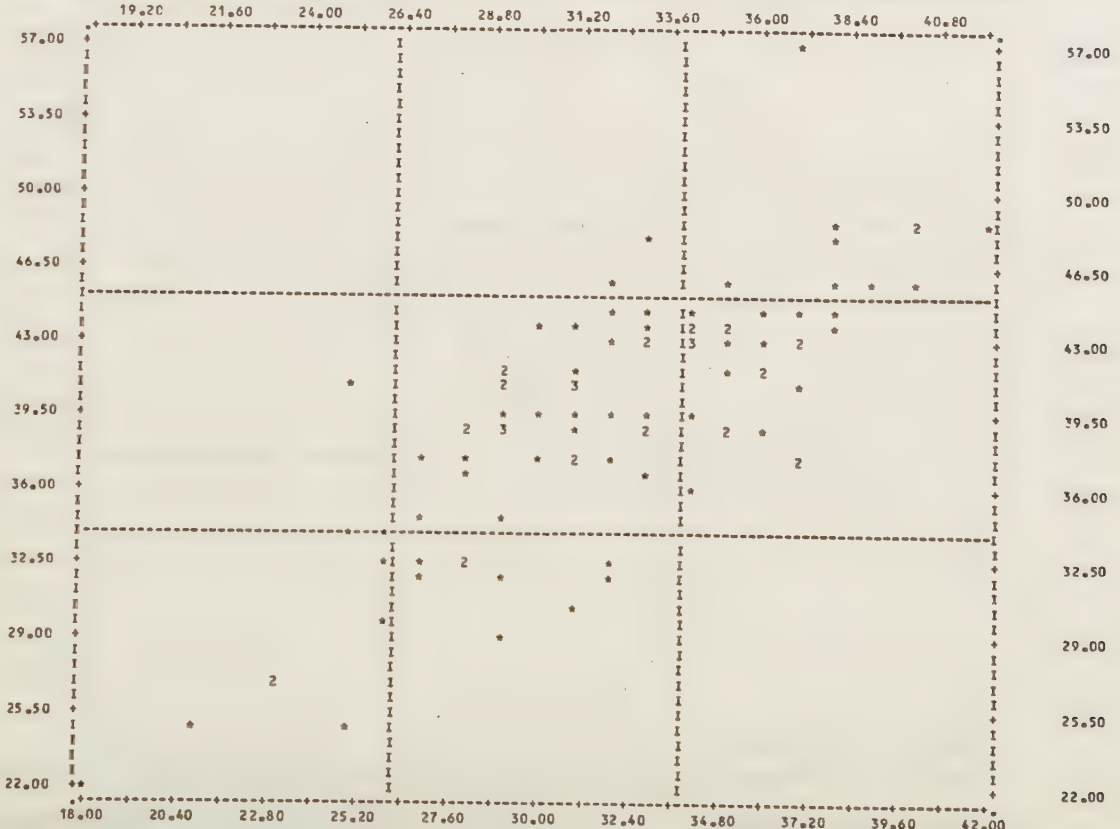

Abb. 22

Erläuterungen zu den Abbildungen 23 - 30 (S. A 28 - A 35)

Die Abbildungen 23 - 30 zeigen bivariate Häufigkeitsverteilungen der Test/Retest-Korrelationen der Leistungsmessungen von rechter und linker Hand (n = 92):

Abb. 23: Abszisse: Finger-Tapping, Linksleistung, Test
Ordinate: Finger-Tapping, Linksleistung, Retest

Abb. 24: Abszisse: Finger-Tapping, Rechtsleistung, Test
Ordinate: Finger-Tapping, Rechtsleistung, Retest

Abb. 25: Abszisse: Unterarm-Tapping, Linksleistung, Test
Ordinate: Unterarm-Tapping, Linksleistung, Retest

Abb. 26: Abszisse: Unterarm-Tapping, Rechtsleistung, Test
Ordinate: Unterarm-Tapping, Rechtsleistung, Retest

Abb. 27: Abszisse: Hand-Tapping, Linksleistung, Test
Ordinate: Hand-Tapping, Linksleistung, Retest

Abb. 28: Abszisse: Hand-Tapping, Rechtsleistung, Test
Ordinate: Hand-Tapping, Rechtsleistung, Retest

Abb. 29: Abszisse: Zeigefinger-Tapping, Linksleistung, Test
Ordinate: Zeigefinger-Tapping, Linksleistung, Retest

Abb. 30: Abszisse: Zeigefinger-Tapping, Rechtsleistung, Test
Ordinate: Zeigefinger-Tapping, Rechtsleistung, Retest

Die Häufigkeitsverteilungen basieren auf gruppierten Daten: jeweils zwei Meßwerte wurden zu einer Klasse zusammengefaßt. Aus rechentechnischen Gründen wurden bei der Klassenbildung die Originalmeßwerte halbiert und abgerundet. Die 50 bzw. 100 Achseneinheiten wurden vom Programm (SPSS - Version 5.01; vgl. NIE, BENT & HULL 1970) der jeweiligen Spannweite der Meßwerte entsprechend skaliert.

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZPASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR025 LINKSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR017 LINKSLEISTUNG TEST

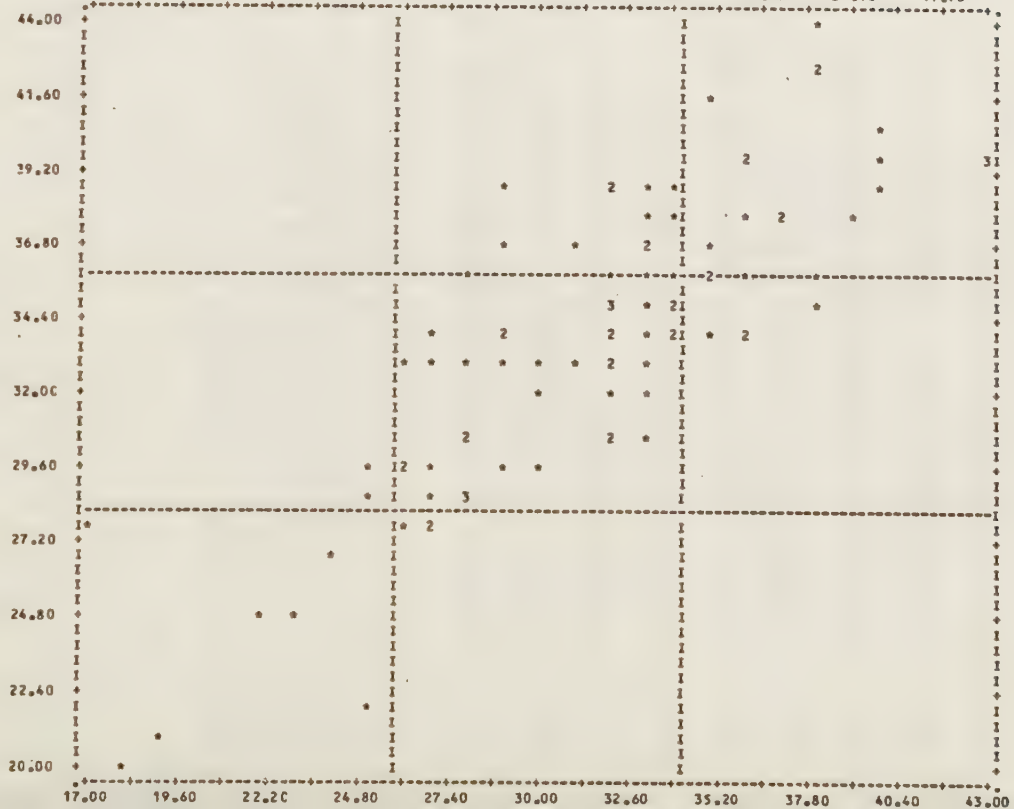

Abb. 23

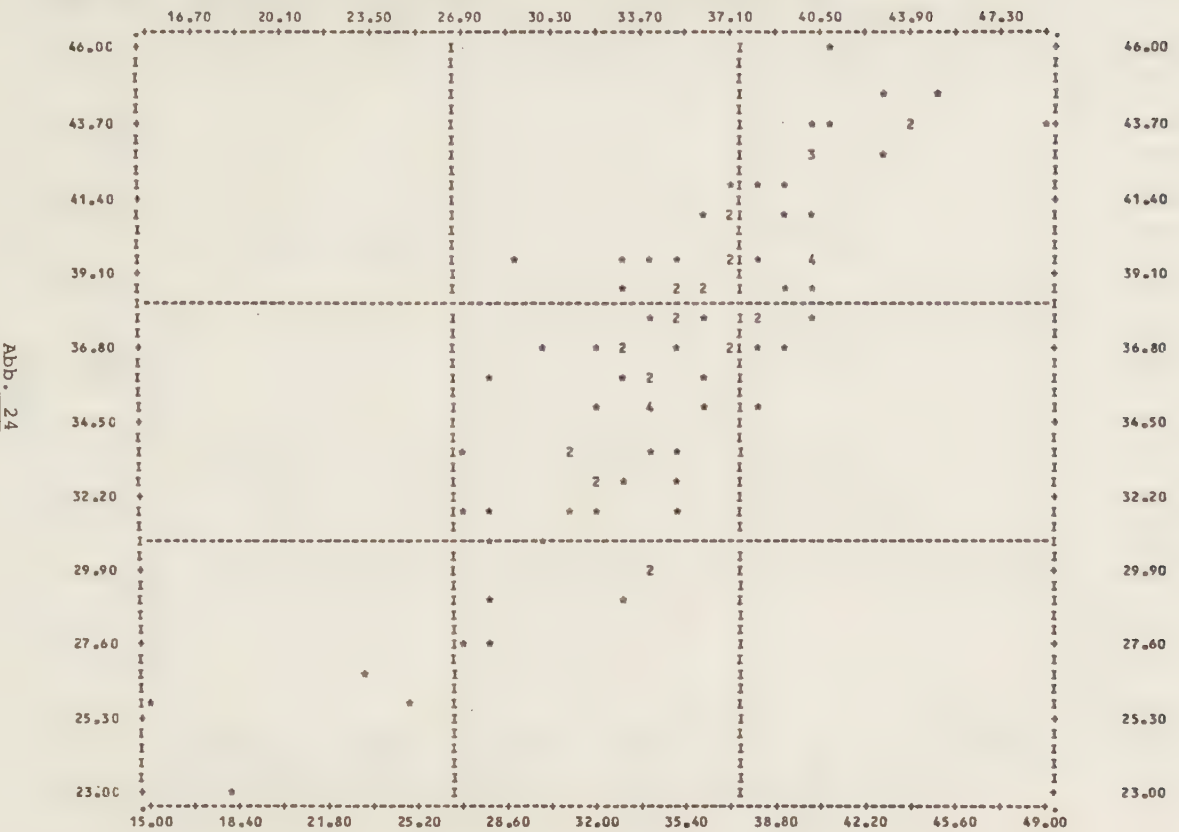
FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER;LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR026 RECHTSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR018 RECHTSLEISTUNG TEST
16.70 20.10 23.50 26.90 30.30 33.70 37.10 40.50 43.90 47.30
46.00 43.70 41.40 39.10 36.80 34.50 32.20 29.90 27.60 25.30 23.00
15.00 18.40 21.80 25.20 28.60 32.00 35.40 38.80 42.20 45.60 49.00

Abb. 24

STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES SPSSH - VERSION 5.01 09/06/76 PAGE 7

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR027 LINKSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR019 LINKSLEISTUNG TEST

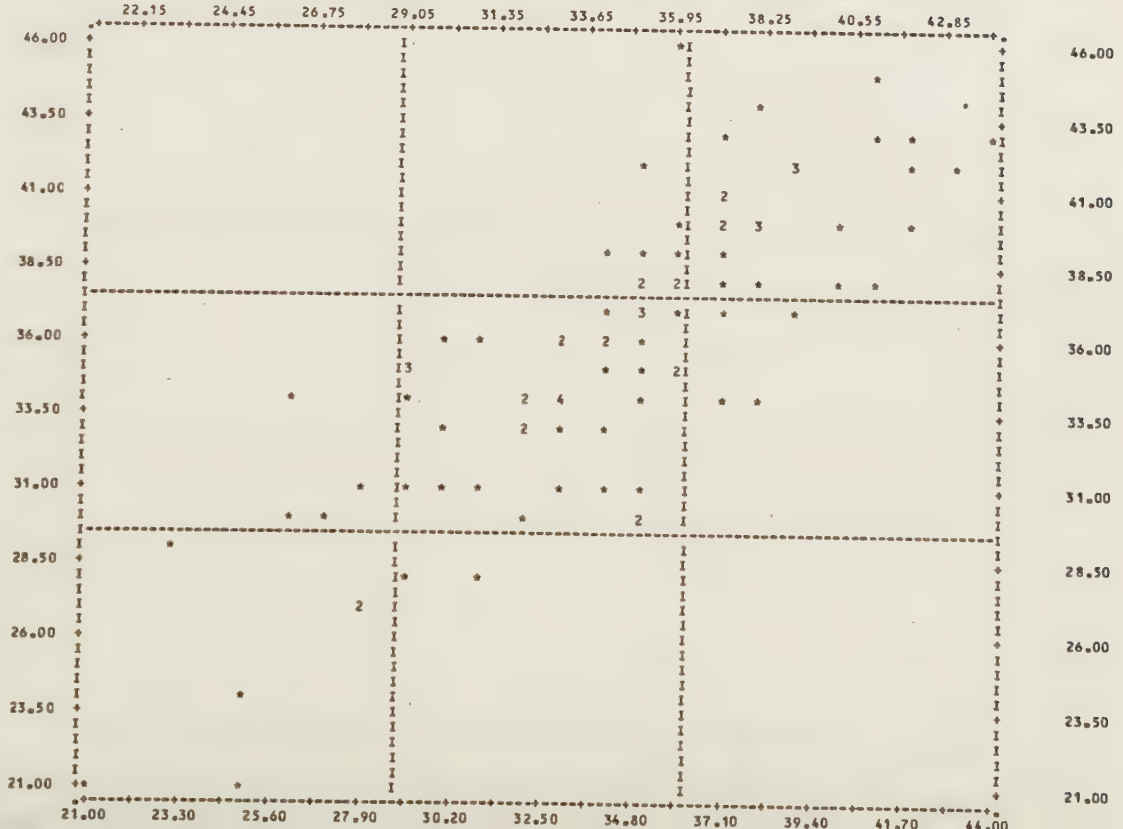

Abb. 25

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST=SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZKASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR028 RECHTSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR020 RECHTSLEISTUNG TEST

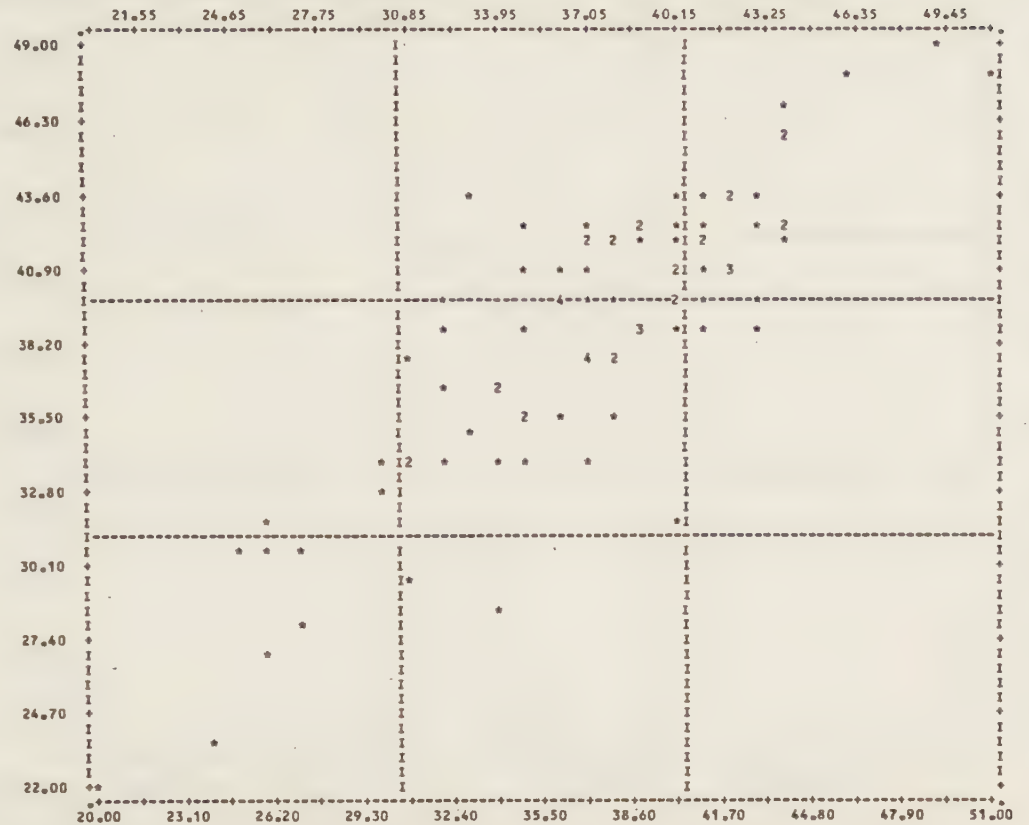

Abb. 26

STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES SPSSH - VERSION 5.01 09/06/76 PAGE 11

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR029 LINKSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR021 LINKSLEISTUNG TEST

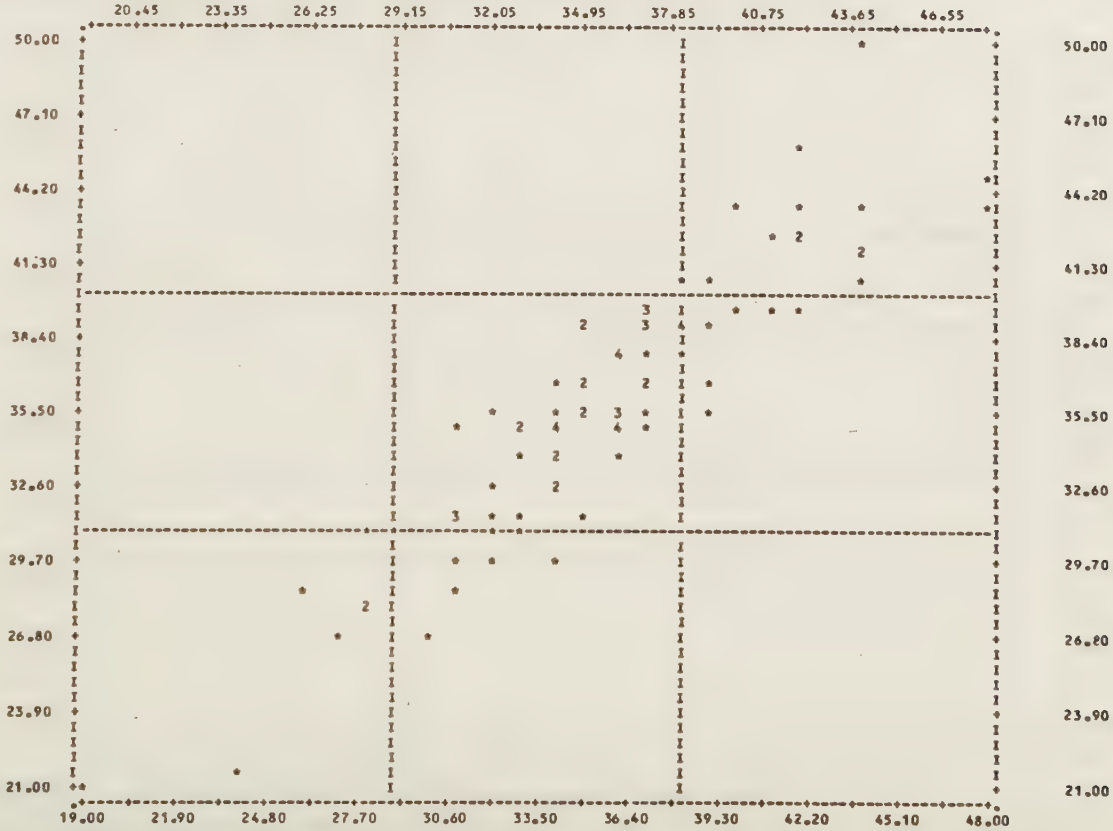

Abb. 27

STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES SPSSH - VERSION 5.01 09/06/76 PAGE 13

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZKASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR030 RECHTSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR022 RECHTSLEISTUNG TEST

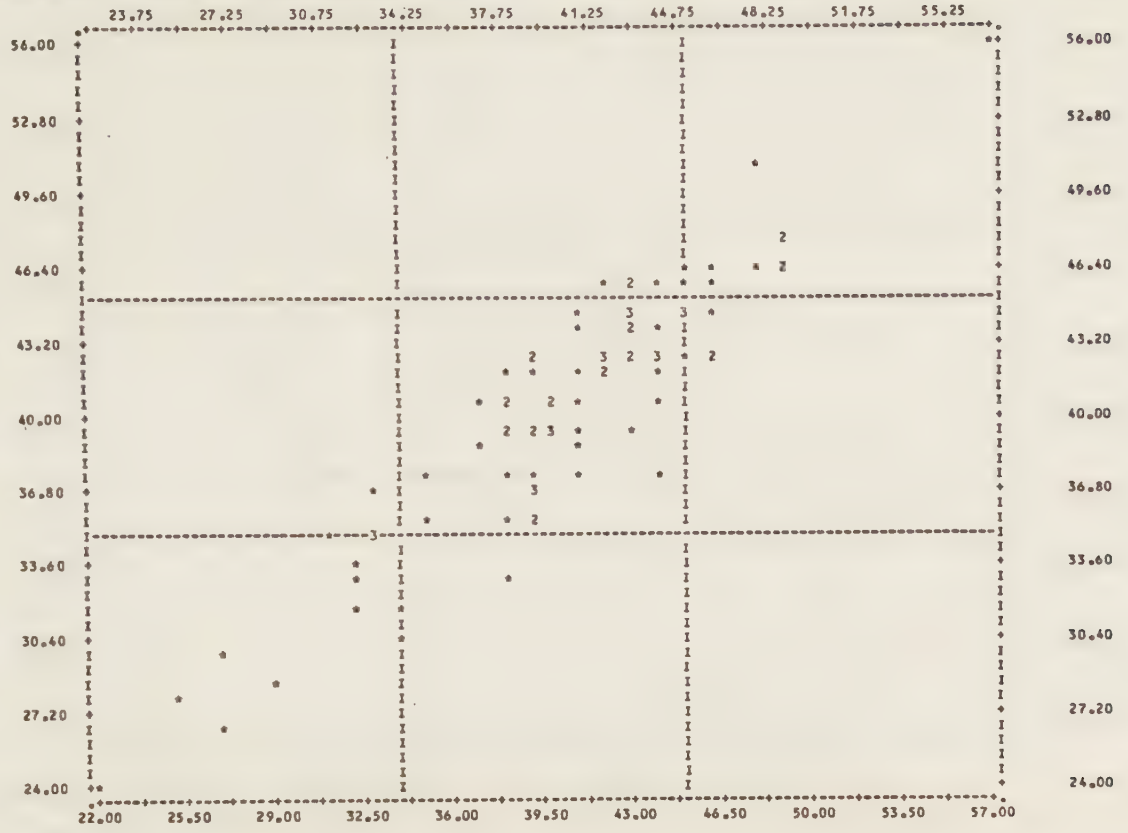

Abb. 28

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR031 LINKSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR023 LINKSLEISTUNG TEST

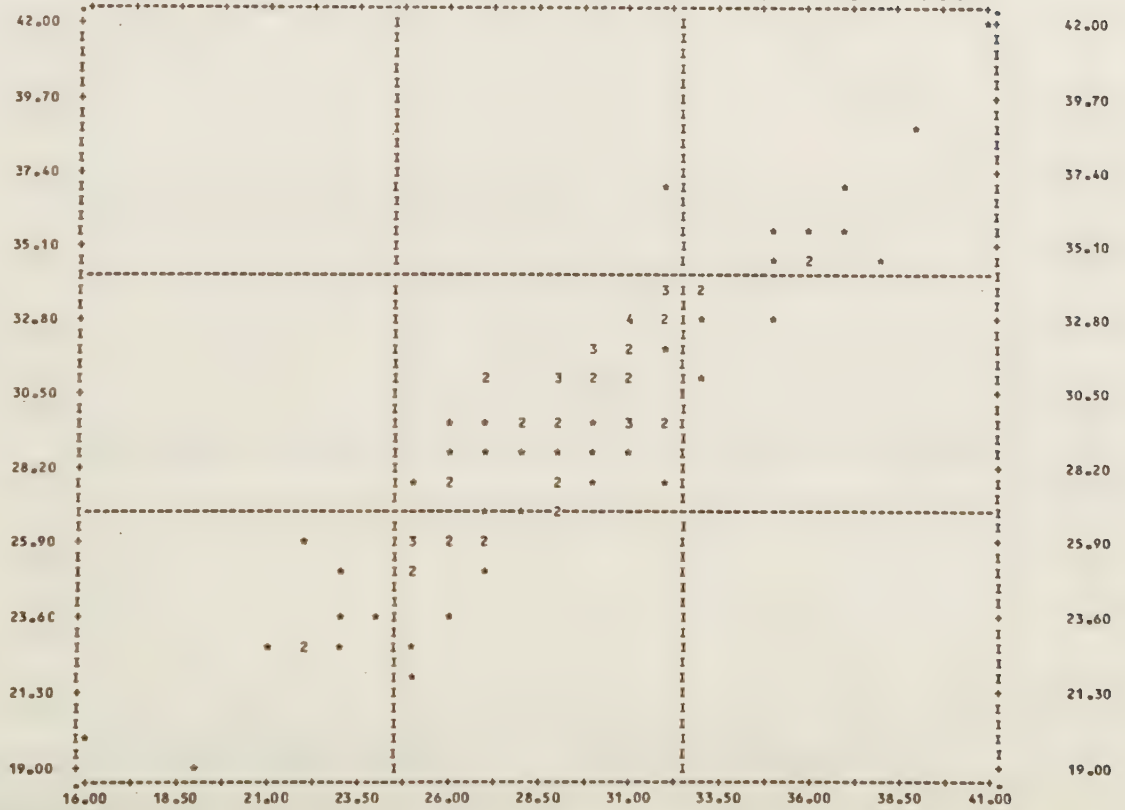

Abb. 29

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR032 RECHTSLEISTUNG RETEST (ACROSS) VAR024 RECHTSLEISTUNG TEST

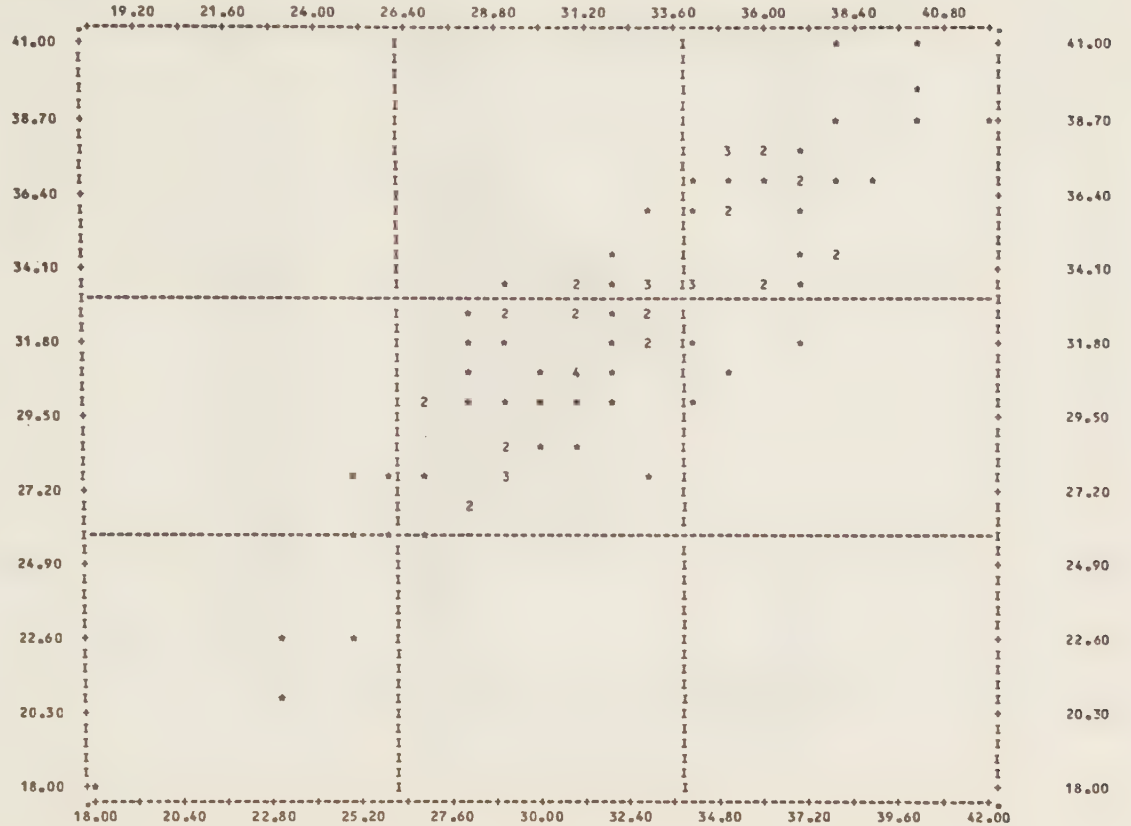

Abb. 30

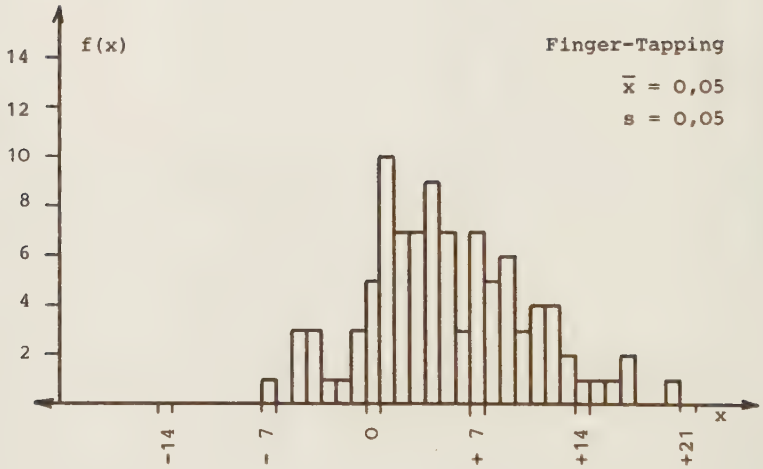

Abb. 31: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Finger-Tapping (n = 97)

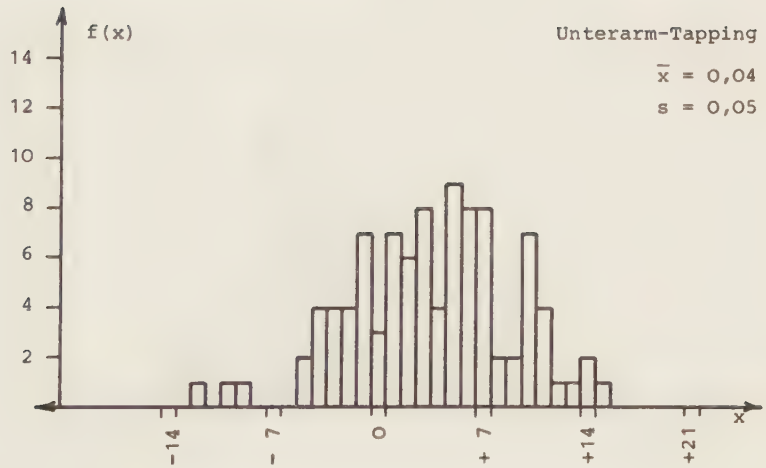

Abb. 32: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Unterarm-Tapping (n = 97)

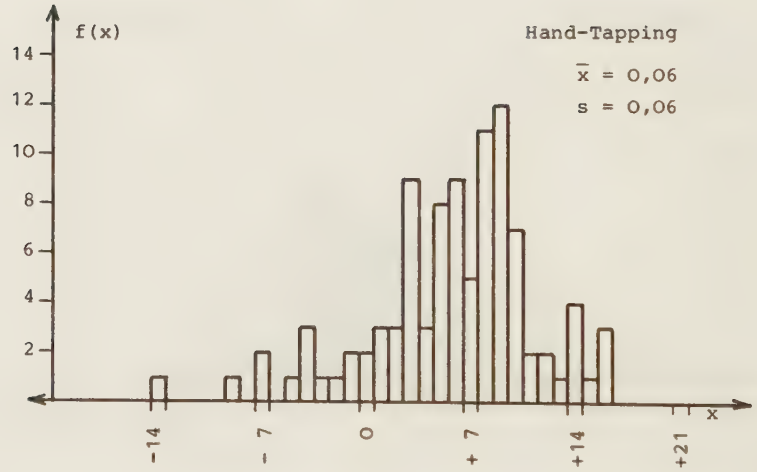

Abb. 33: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Hand-Tapping (n = 97)

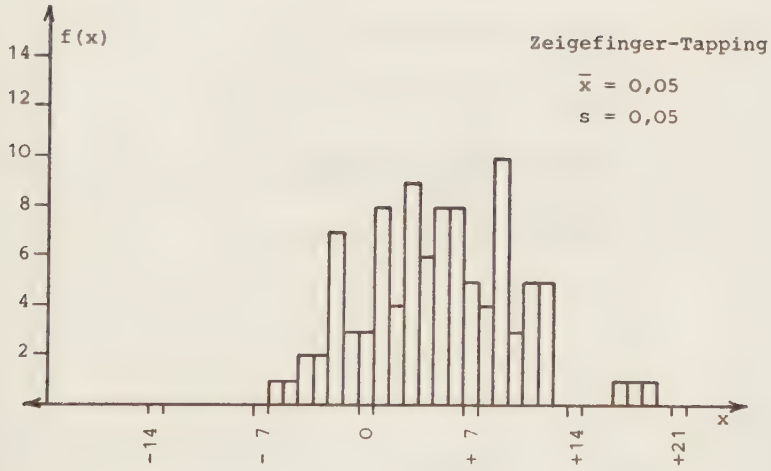

Abb. 34: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Zeigefinger-Tapping (n = 97)

Erläuterungen zu den Abbildungen 35 - 40 (S. A 41 - A 46)

Die Abbildungen 35 - 40 zeigen bivariate Häufigkeitsverteilungen der Interkorrelationsmatrix der Dominanzmessungen (n = 97):

Abb. 35: Ordinate: Finger-Tapping
Abszisse: Unterarm-Tapping

Abb. 36: Ordinate: Finger-Tapping
Abszisse: Hand-Tapping

Abb. 37: Ordinate: Finger-Tapping
Abszisse: Zeigefinger-Tapping

Abb. 38: Ordinate: Unterarm-Tapping
Abszisse: Hand-Tapping

Abb. 39: Ordinate: Unterarm-Tapping
Abszisse: Zeigefinger-Tapping

Abb. 40: Ordinate: Hand-Tapping
Abszisse: Zeigefinger-Tapping

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR017 FINGER - TAPPING: DOMINANZWERTE (ACROSS) VAR018 UNTERARM - TAPPING: DOMINANZWERT

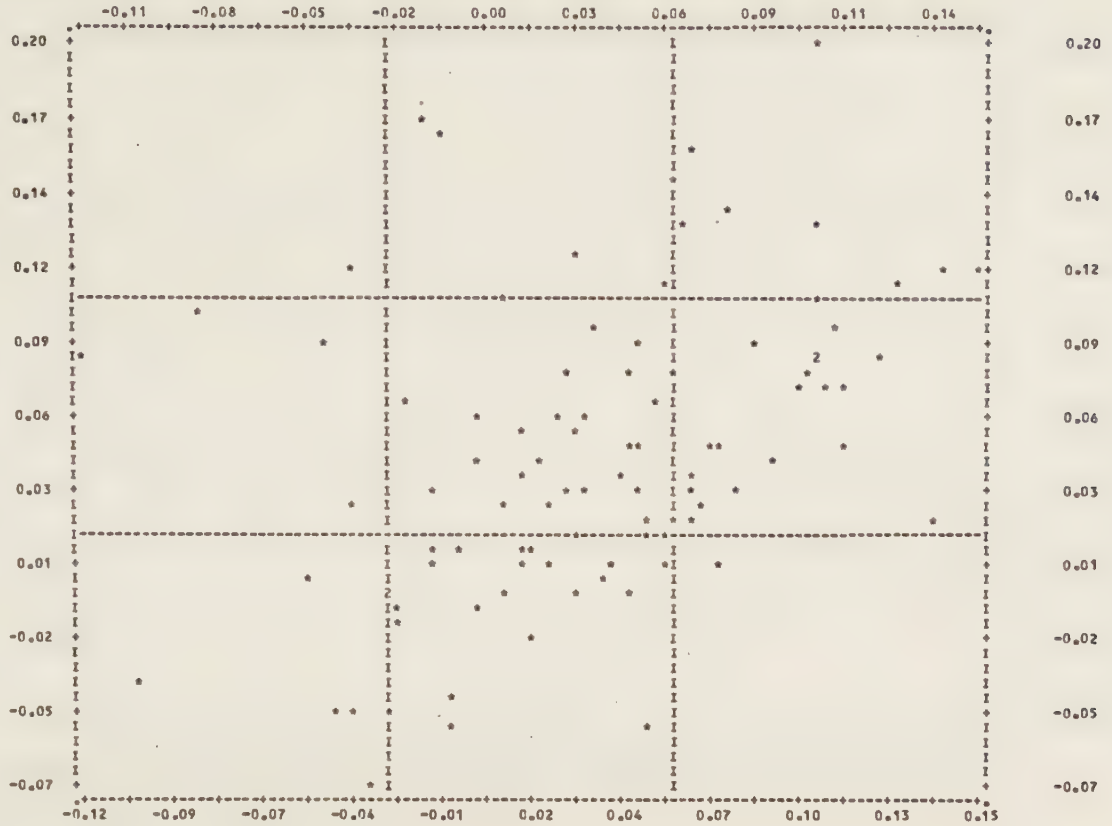

Abb. 35

STATISTICAL PACKAGE FOR THE SOCIAL SCIENCES SPSSH - VERSION 5.01

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG; DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR017 FINGER - TAPPING: DOMINANZWERTE (ACROSS) VAR019 HAND - TAPPING: DOMINANZWERTE

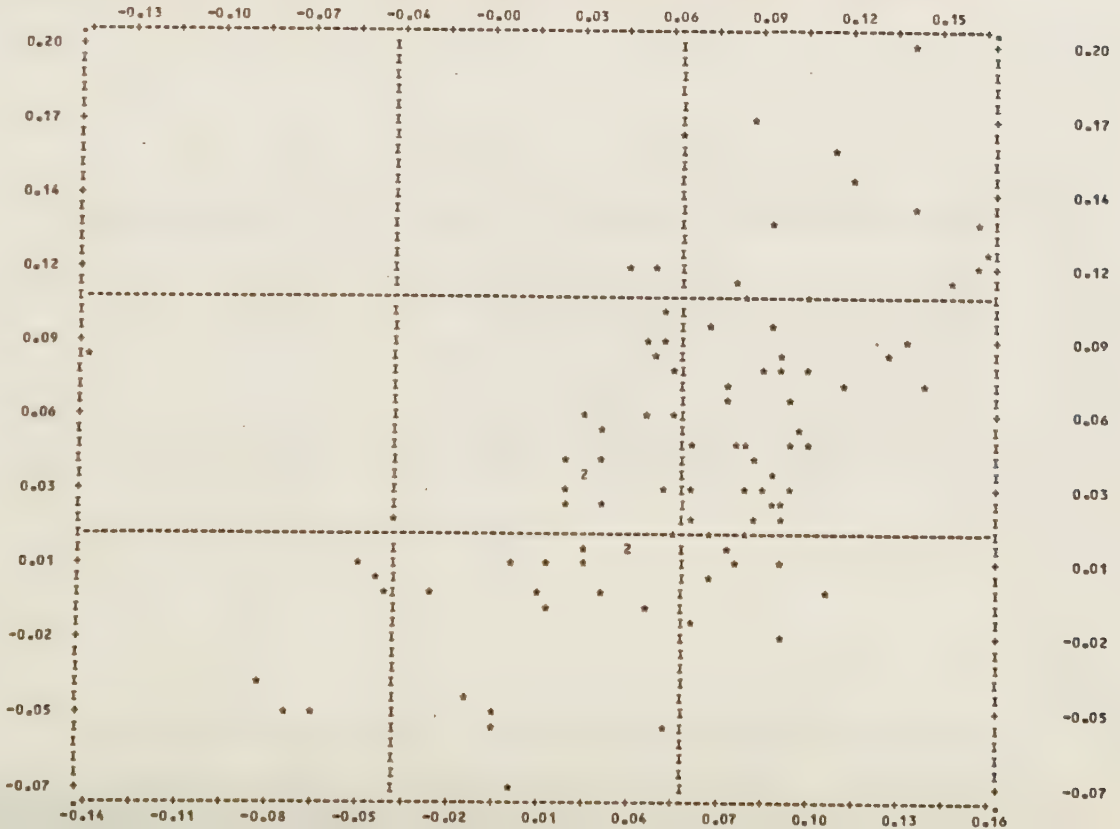

Abb. 36

FILE SCATTFR (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR017 FINGER - TAPPING: DOMINANZWERTE (ACROSS) VAR020 ZEIGEFINGER - TAPPING: DOMINANZW

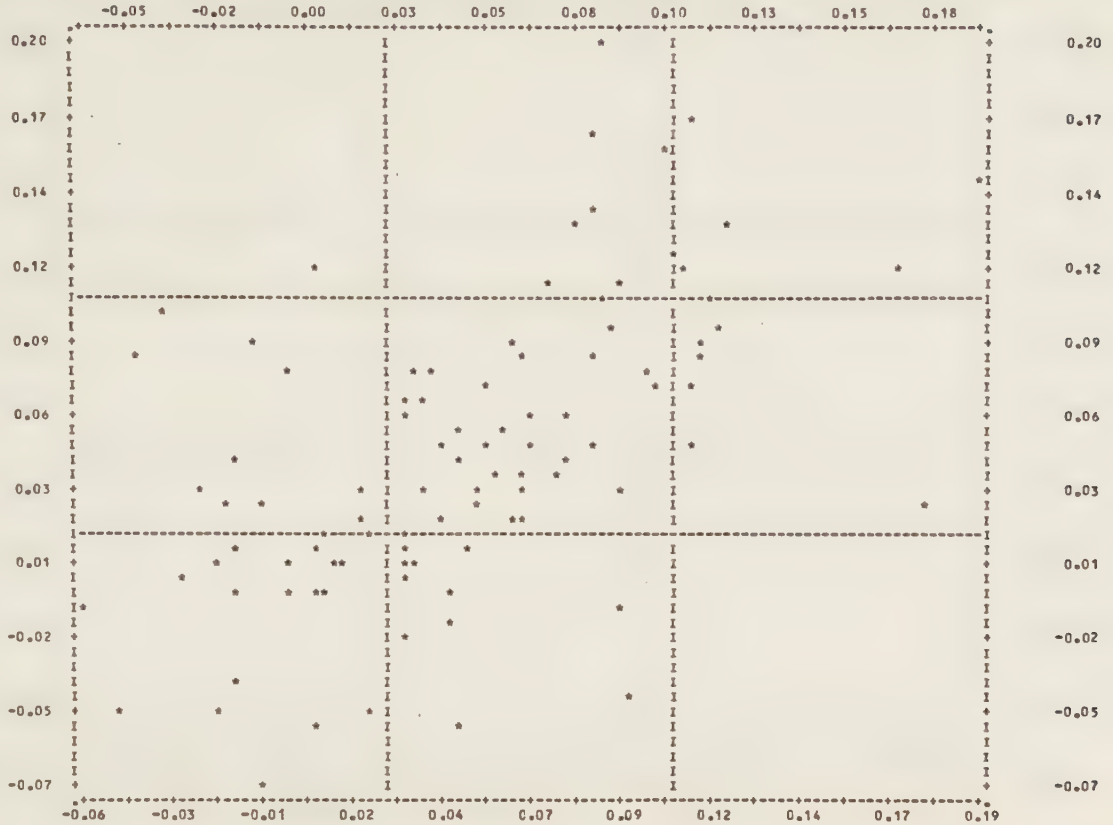

Abb. 37

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR018 UNTERARM - TAPPING: DOMINANZWERT (ACROSS) VAR019 HAND - TAPPING: DOMINANZWERTE

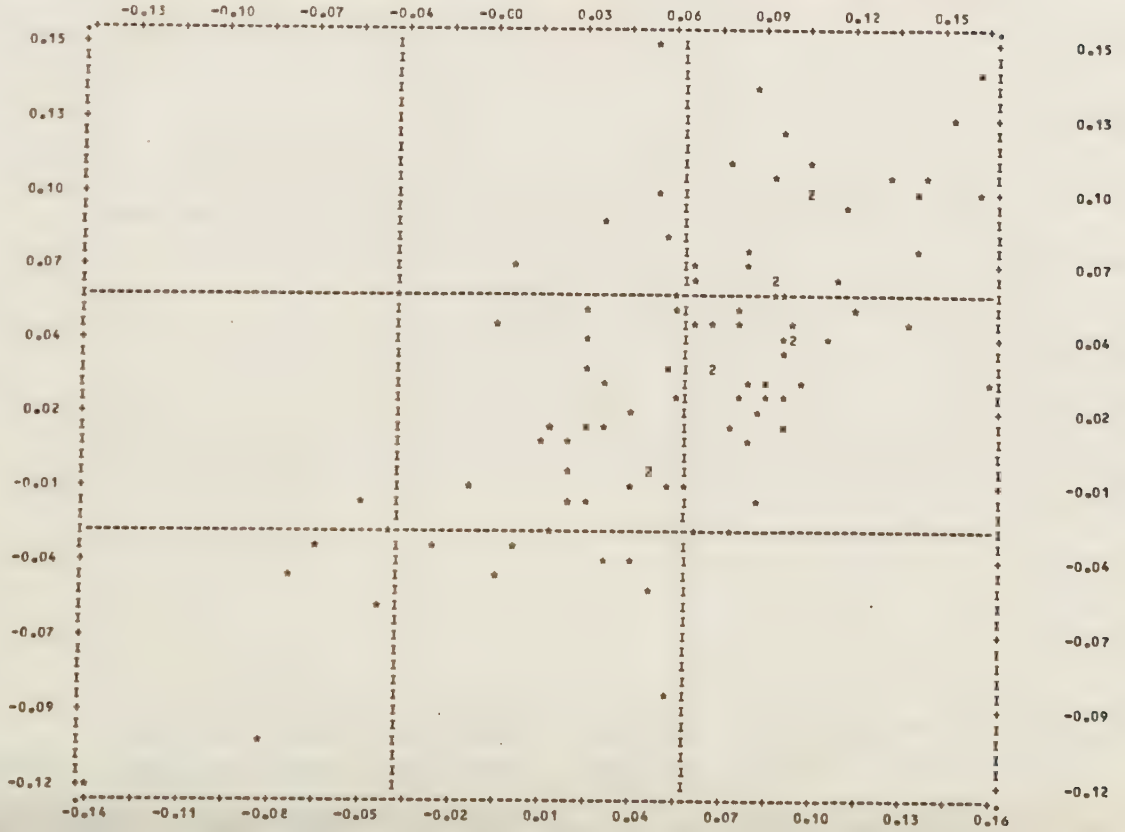

Abb. 38

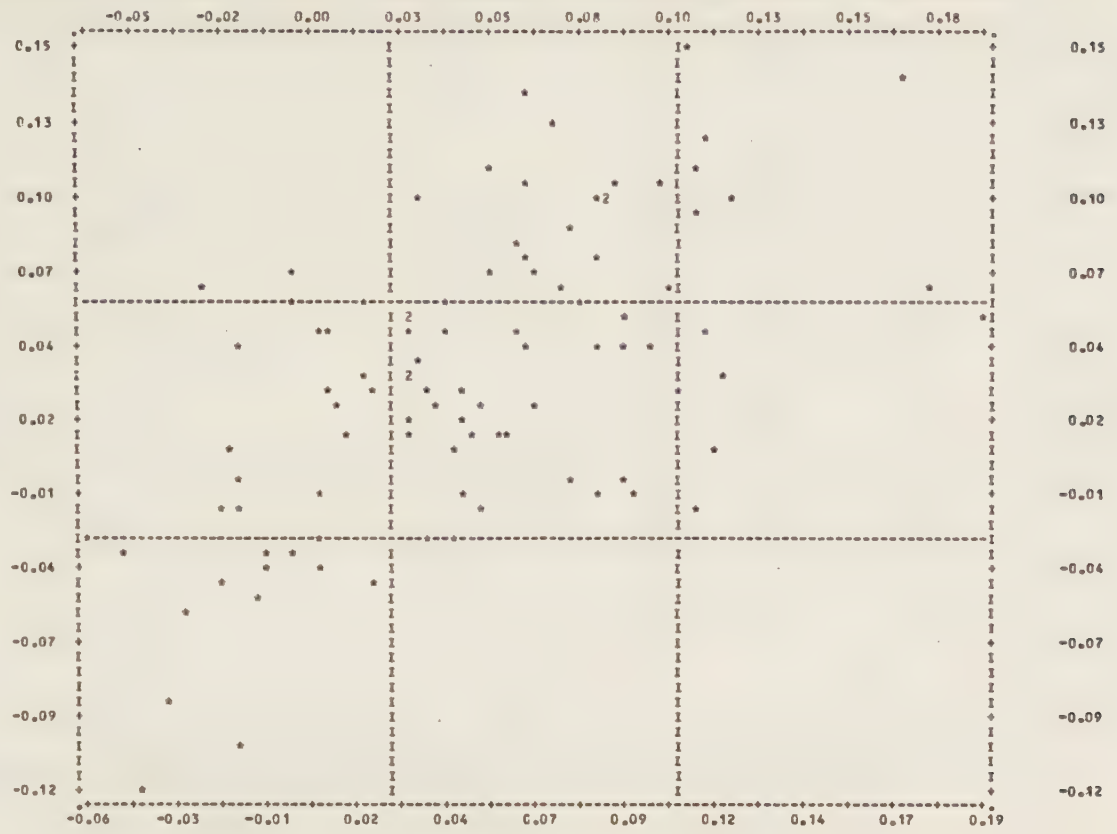
FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR018 UNTERARM - TAPPING: DOMINANZWERT (ACROSS) VAR020 ZEIGEFINGER - TAPPING: DOMINANZW
-0.05 -0.02 0.00 0.03 0.05 0.08 0.10 0.13 0.15 0.18
0.15 0.13 0.10 0.07 0.04 0.02 -0.01 -0.04 -0.07 -0.09 -0.12
-0.06 -0.03 -0.01 0.02 0.04 0.07 0.09 0.12 0.14 0.17 0.19

Abb. 39

FILE SCATTER (CREATION DATE = 04/06/76) ZUR FA RECHTSLEISTUNG; LINKSLEISTUNG;DOMINANZ
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR019 HAND - TAPPING: DOMINANZWERTE (ACROSS) VAR020 ZEIGEFINGER - TAPPING: DOMINANZW

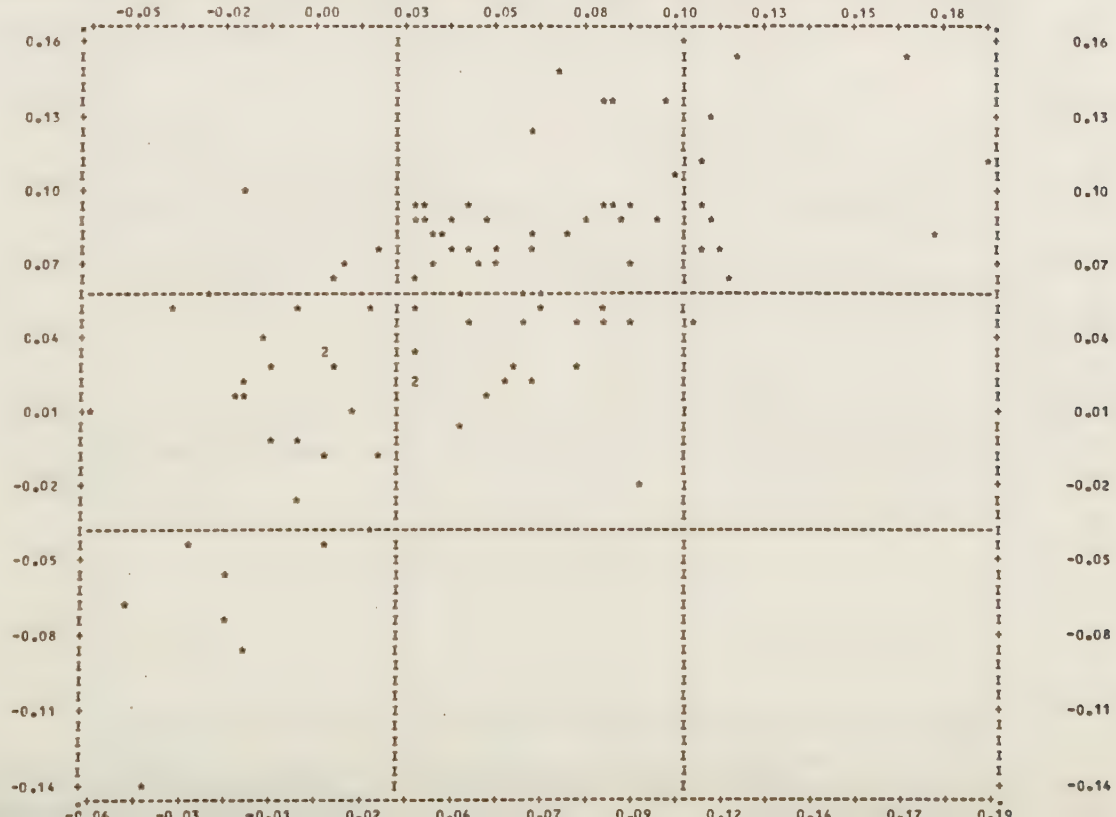

Abb. 40

Erläuterungen zu den Abbildungen 41 - 44 (S.A 48 - A 51)

Die Abbildungen 41 - 44 zeigen bivariate Häufigkeitsverteilungen der Test/Retest - Korrelationen der Dominanzmessungen (n = 92):

Abb. 41: Abszisse: Finger - Tapping, Test
Ordinate: Finger - Tapping, Retest

Abb. 42: Abszisse: Unterarm - Tapping, Test
Ordinate: Unterarm - Tapping, Retest

Abb. 43: Abszisse: Hand - Tapping, Test
Ordinate: Hand - Tapping, Retest

Abb. 44: Abszisse: Zeigefinger - Tapping, Test
Ordinate: Zeigefinger - Tapping, Retest

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR037 DOMINANZWERTE RETEST (ACROSS) VAR033 DOMINANZWERTE TEST

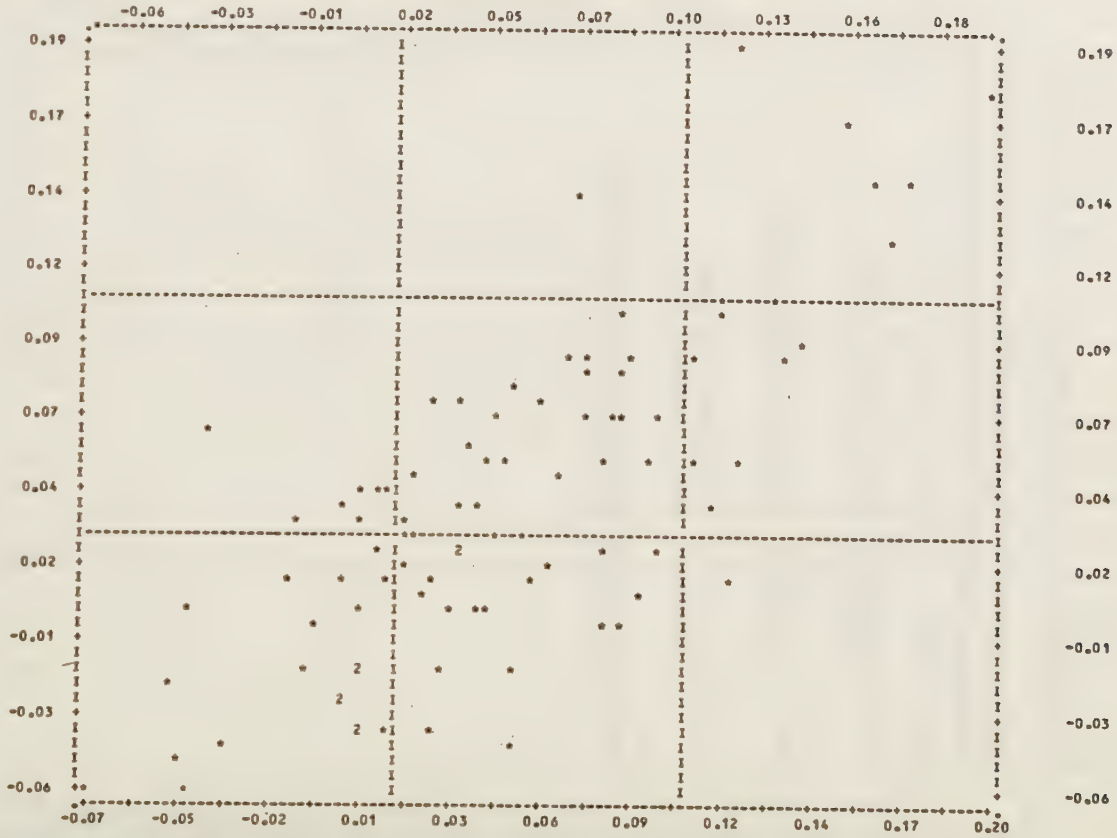

Abb. 41

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR038 DOMINANZWERTE RETEST (ACROSS) VAR034 DOMINANZWERTE TEST

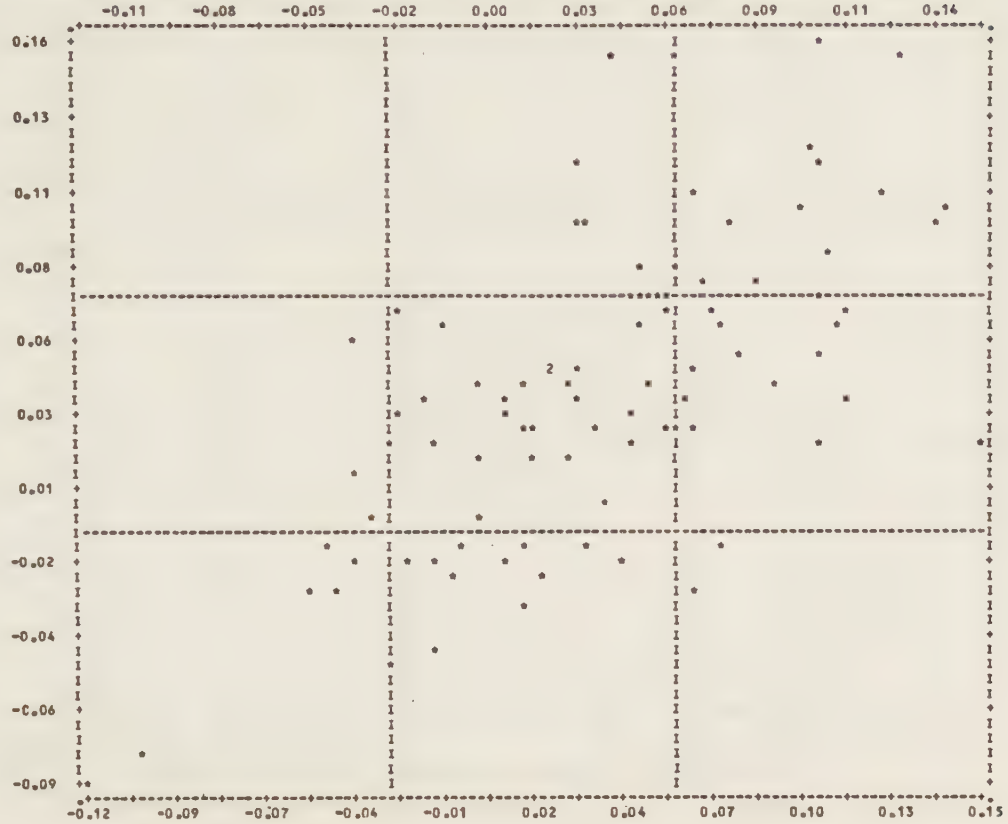

Abb. 42

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR039 DOMINANZWERTE RETEST (ACROSS) VAR035 DOMINANZWERTE TEST

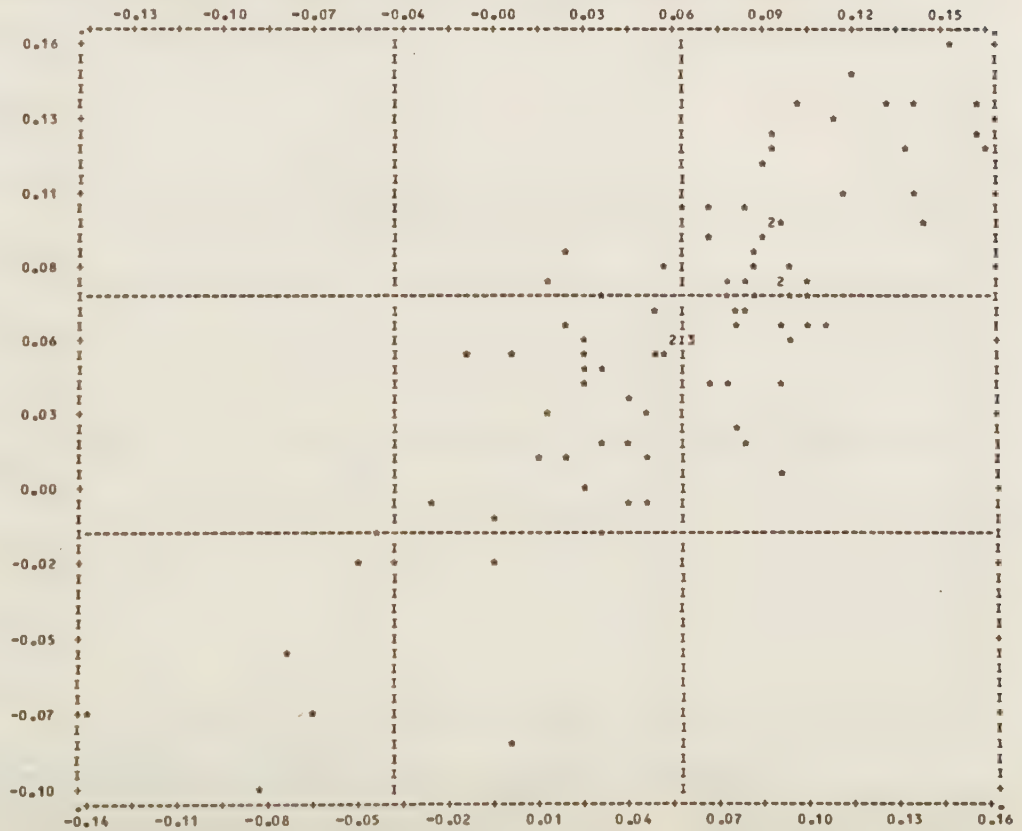

Abb. 43

FILE TEST (CREATION DATE = 09/06/76) -RETEST-SCATTER:LEISTUNGS - UND DOMINANZMASSE
SCATTERGRAM OF (DOWN) VAR040 DOMINANZWERTE RETEST (ACROSS) VAR036 DOMINANZWERTE TEST

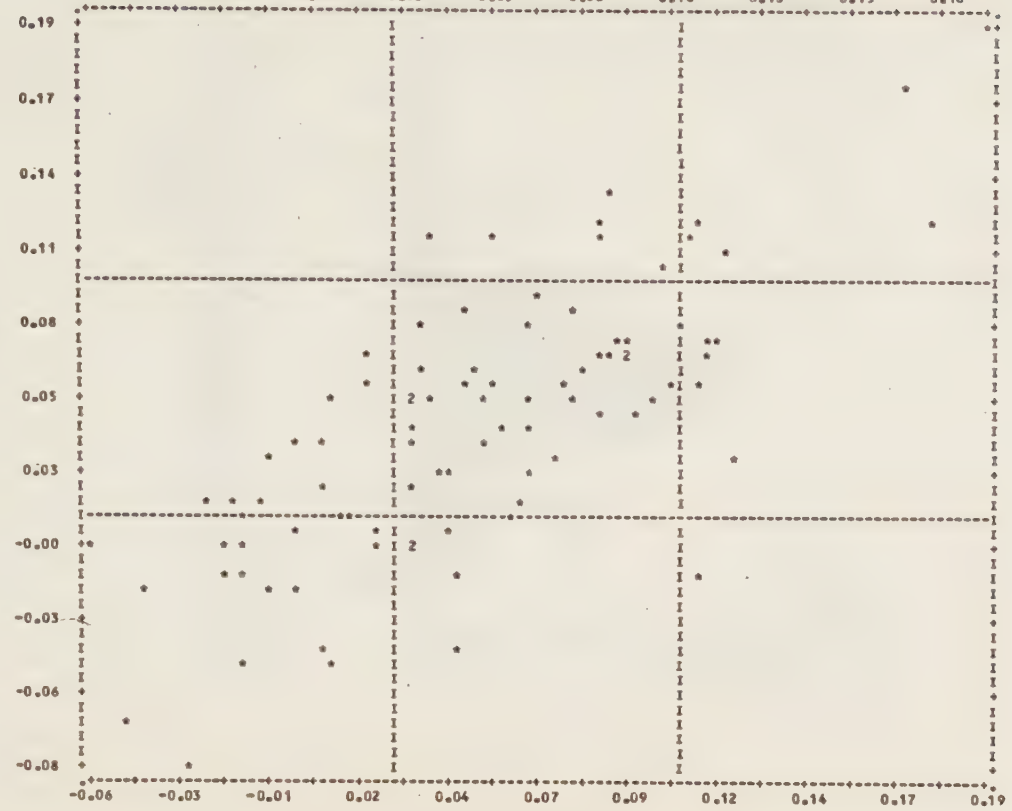

Abb. 44

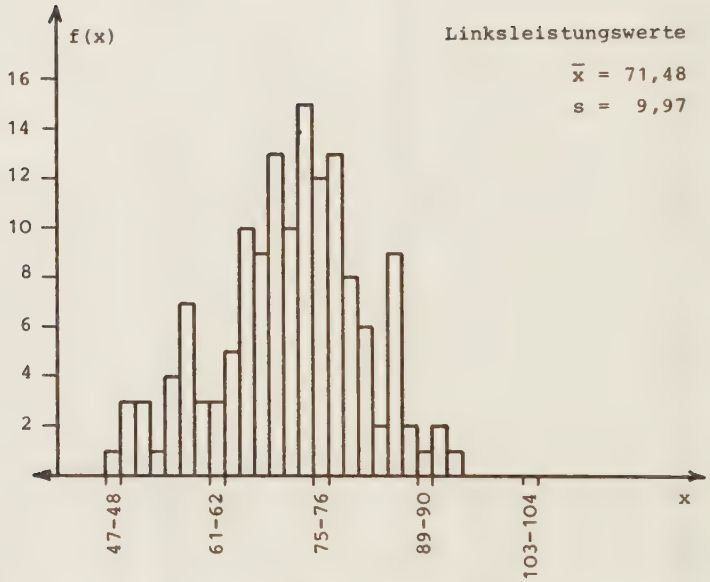

Abb. 45: Verteilung der Linksleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 144 Vpn mit linkshändigem Testbeginn

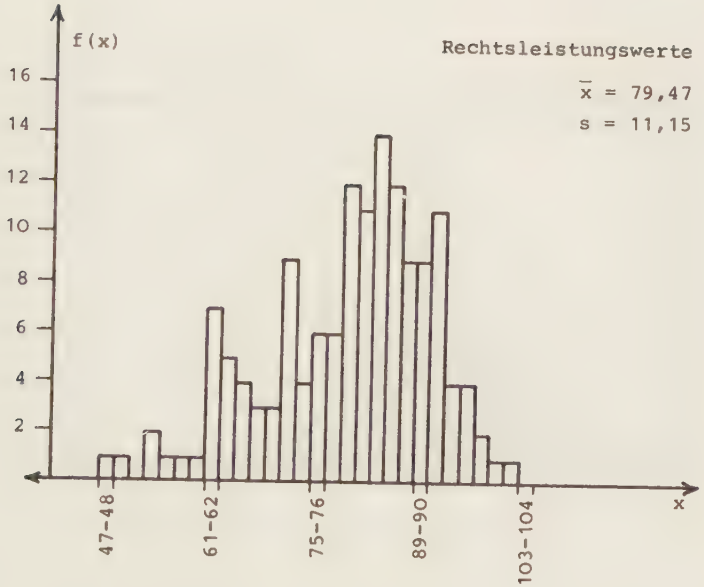

Abb. 46: Verteilung der Rechtsleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 144 Vpn mit linkshändigem Testbeginn

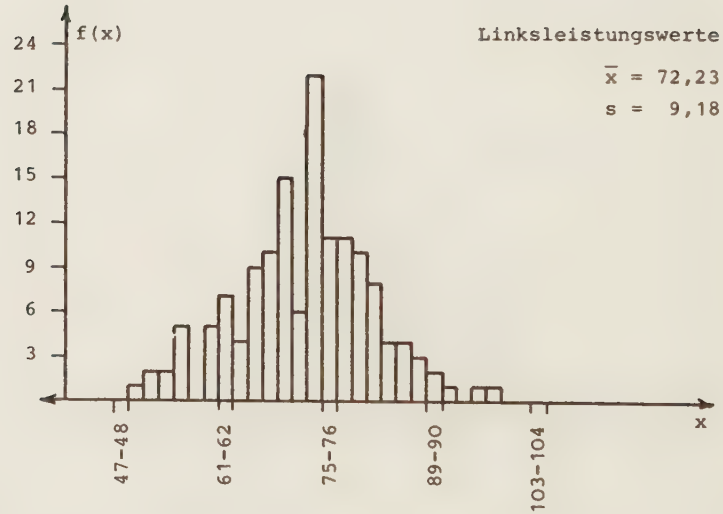

Abb. 47: Verteilung der Linksleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 144 Vpn mit rechtshändigem Testbeginn

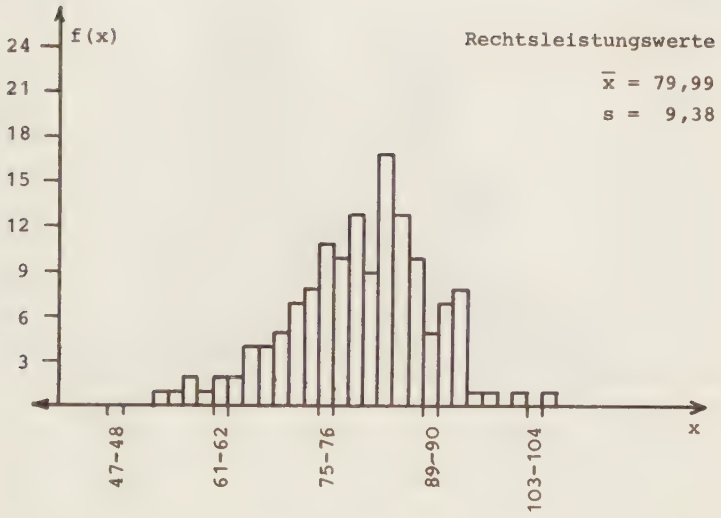

Abb. 48: Verteilung der Rechtsleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 144 Vpn mit rechtshändigem Testbeginn

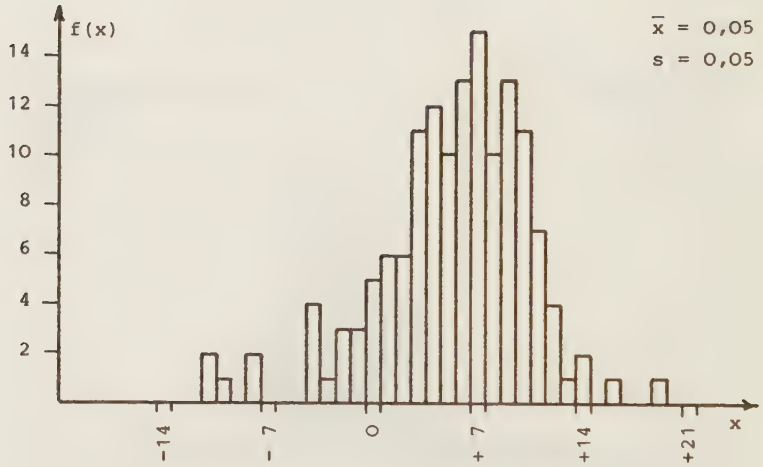

Abb. 49: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Hand-Tapping; n = 144 Vpn mit linkshändigem Testbeginn

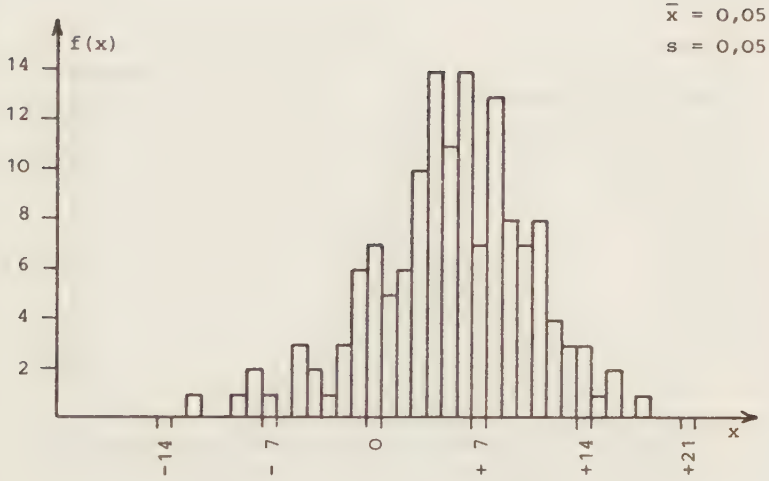

Abb. 50: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Hand-Tapping; n = 144 Vpn mit rechtshändigem Testbeginn

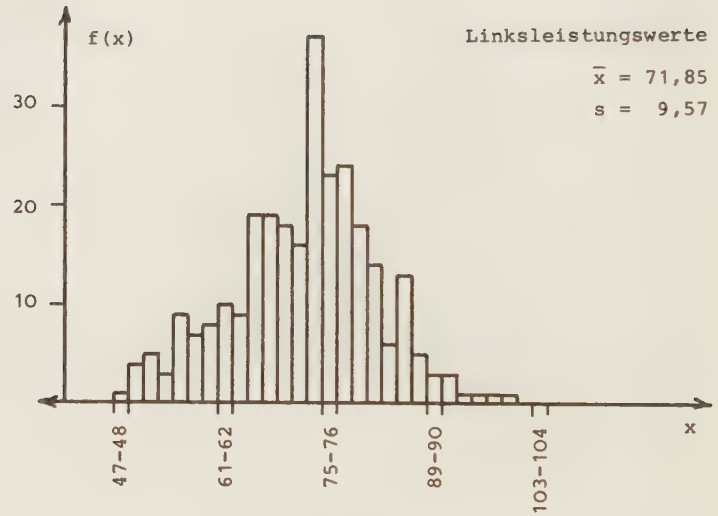

Abb. 51: Verteilung der Linksleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 288 = 144 (Vpn mit linkshändigem Testbeginn) + 144 (Vpn mit rechtshändigem Testbeginn)

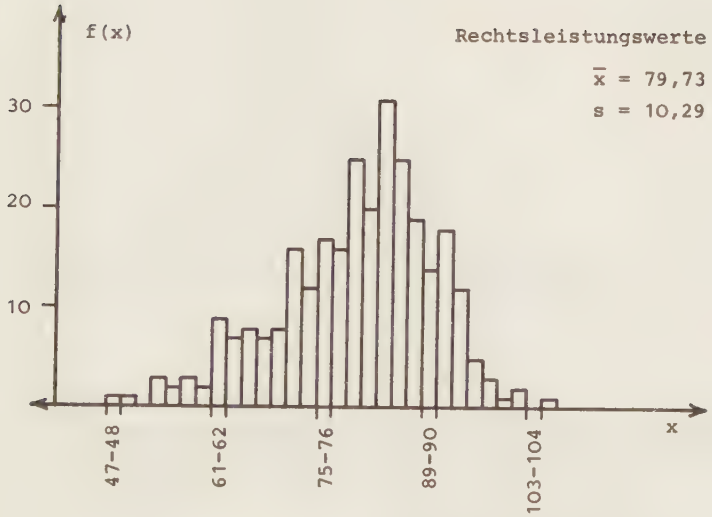

Abb. 52: Verteilung der Rechtsleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 288 = 144 (Vpn mit linkshändigem Testbeginn) + 144 (Vpn mit rechtshändigem Testbeginn)

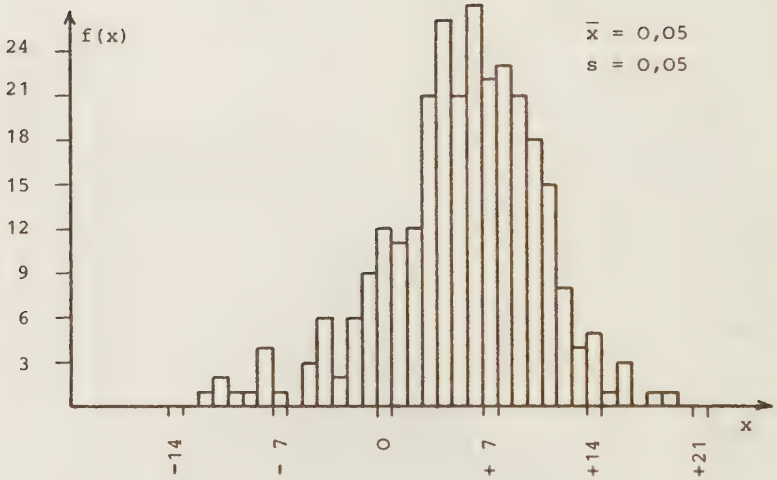

Abb. 53: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Hand-Tapping; n = 288 = 144 (Vpn mit linkshändigem Testbeginn) + 144 (Vpn mit rechtshändigem Testbeginn)

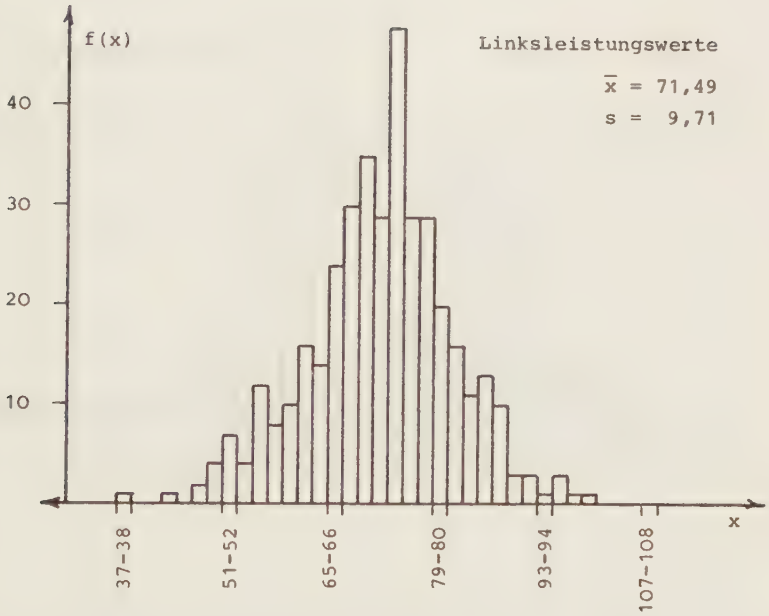

Abb. 54: Verteilung der Linksleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 385 (Vpn der Gesamtanalysenstichprobe)

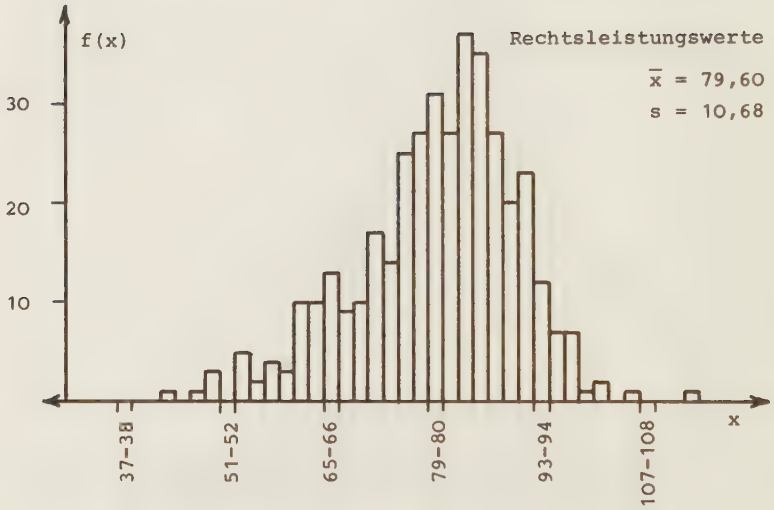

Abb. 55: Verteilung der Rechtsleistungswerte im Test Hand-Tapping; n = 385 (Vpn der Gesamtanalysenstichprobe)

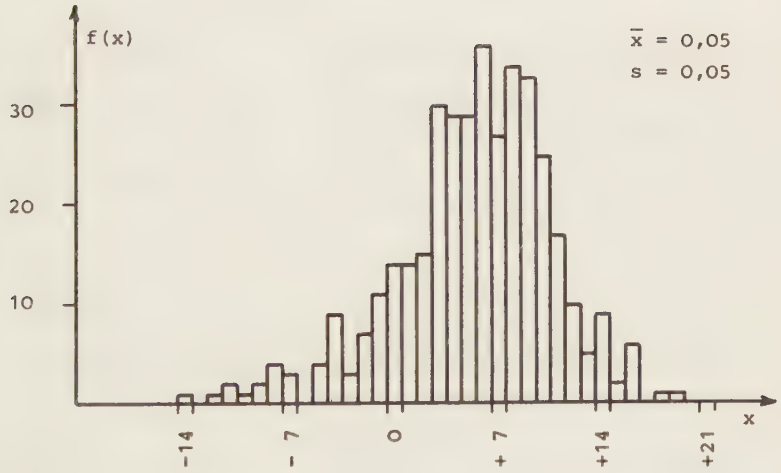

Abb. 56: Verteilung der Dominanzmaße $\frac{R - L}{R + L}$ im Test Hand-Tapping; n = 385 (Vpn der Gesamtanalysenstichprobe)

L e b e n s l a u f

Klaus Rüssmann

geb. am 6.1.1942 in Altenhundem

Eltern: Heinrich Rüssmann, Sattler, und Hildegard,
geb. Stülper

1948 - 1955	Volksschule in Altenhundem
1955 - 1960	Staatl. Aufbaugymnasium in Schmallenberg, Kreis Meschede
1960 - 1962	Jung-Stilling-Gymnasium in Hilchenbach, Kreis Siegen
1962	Abitur
WS 62/63 - SS 64	Studium der Elektrotechnik an der RWTH Aachen
WS 64/65 - WS 71/72	Studium der Psychologie an den Universitäten Köln, Aachen und Düsseldorf
SS 68	Diplom-Vorprüfung für Psychologen an der RWTH Aachen
WS 71/72	Diplom-Hauptprüfung für Psychologen an der Universität Düsseldorf
1973 - 1975	Graduiertenstipendium
seit 1976	Verwalter einer wissenschaftlichen Assistentenstelle am Institut für Medizinische Psychologie der Universität Düsseldorf